



Les risques industriels et le prix des logements

Grislain-Letrémy, Céline ; Katosky, Arthur

Published in:

France. Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques. Economie et Statistique

Publication date:

2013

Document Version

Publisher's PDF, also known as Version of record

[Link back to DTU Orbit](#)

Citation (APA):

Grislain-Letrémy, C., & Katosky, A. (2013). Les risques industriels et le prix des logements. *France. Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques. Economie et Statistique*, (460-461), 79-106.

General rights

Copyright and moral rights for the publications made accessible in the public portal are retained by the authors and/or other copyright owners and it is a condition of accessing publications that users recognise and abide by the legal requirements associated with these rights.

- Users may download and print one copy of any publication from the public portal for the purpose of private study or research.
- You may not further distribute the material or use it for any profit-making activity or commercial gain
- You may freely distribute the URL identifying the publication in the public portal

If you believe that this document breaches copyright please contact us providing details, and we will remove access to the work immediately and investigate your claim.

Les risques industriels et le prix des logements

Céline Grislain-Letrémy et Arthur Katosky *

Le prix des logements peut diminuer du fait de la proximité d'installations industrielles. Cet effet dépend de la perception du risque par les riverains et est donc potentiellement modifié par des événements changeant la perception du risque, tels que les plans de prévention des risques technologiques en France. L'impact de ces plans est difficile à estimer, car les plans mis en œuvre en zones urbanisées sont récents. Cependant, l'analyse d'autres événements modifiant la perception du risque permet d'apporter des premiers éléments de réponse.

Les trois zones urbanisées étudiées sont situées à proximité d'installations industrielles dans les agglomérations françaises de Bordeaux, Dunkerque et Rouen. La méthode des prix hédoniques permet d'estimer l'effet de la proximité des usines sur les prix des logements. Les résultats suggèrent que les écarts de prix ne sont modifiés ni par les incidents locaux, ni par la catastrophe d'AZF, ni par les dispositifs d'information, ni par la mise en place du régime d'assurance des catastrophes technologiques.

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

* Céline Grislain-Letrémy (celine.grislain-letremy@insee.fr ; celine.grislain.letremy@ensae.fr), Insee-Crest et université Paris-Dauphine, et Arthur Katosky (arthur.katosky@gmail.com), alors Insee, étaient en poste au Commissariat général au développement durable du ministère de l'Écologie au moment où ils ont commencé la rédaction de cet article.

Les auteurs remercient les nombreux relecteurs pour leurs commentaires, en particulier Pierre-Philippe Combes, David Martimort, Philippe Mongin, Cédric Peinturier, Sandrine Spaeter et Bertrand Villeneuve, ainsi que, pour leurs remarques, les collègues avec qui ils ont discuté. Les auteurs remercient la Direction générale de la Prévention des risques, notamment Sandrine Robert et Grégory Dubois, ainsi que la Direction générale de l'Aménagement, du logement et de la nature du ministère de l'Écologie pour l'obtention des données. Ils remercient Vincent Binet, Rémi Borel, Olivier Dupret, François Filiot, Martine Giloppe, Jeanne-Marie Gouiffès et Brigitte Pouget des Centres d'études techniques de l'Équipement Normandie-Centre, Nord-Picardie et Sud-Ouest pour leur aide dans le recueil des données.

Le prix des logements peut diminuer du fait de la proximité d'installations industrielles, car les ménages qui les occupent supportent les conséquences d'un potentiel accident industriel. Certes, les dommages impliquent la responsabilité d'un industriel contre qui les victimes peuvent se retourner. Mais cet industriel indemnise les victimes avec retard, et seulement partiellement parce que certains préjudices moraux ou physiques ne peuvent être indemnisés. De nombreux travaux empiriques montrent que l'exposition aux risques ou aux pollutions industriels diminue le prix des logements. L'effet de cette exposition sur le prix dépend fortement de la nature du risque ou de la pollution industriel(le) considéré(e). Clark et Nieves (1994) montrent par exemple que la proximité d'une raffinerie pétrochimique ou d'une centrale nucléaire diminue davantage le prix des logements que la proximité d'une centrale thermique au charbon, au mazout ou au gaz, d'un site de gaz naturel liquéfié ou encore d'un site de traitement ou de stockage des déchets. De nombreuses activités ou pollutions industrielles ont été étudiées à cet égard, notamment le traitement et le stockage des déchets (voir Farber, 1998, pour une revue sur ce point), la pollution de l'air (voir Maslionskaia-Pautrel, 2008, pour une revue sur ce point), le stockage et la distribution de gaz naturel (Boxall *et al.*, 2005) et de pétrole (Boxall *et al.*, 2005 ; Flower et Ragas, 1994), l'industrie chimique (Carroll *et al.*, 1996), la proximité d'une zone industrielle avec des usines chimiques ou pétrochimiques (Sauvage, 1997 ; Travers *et al.*, 2009).

L'effet de l'exposition au risque industriel sur le prix des logements dépend de la perception du risque par les riverains et est donc potentiellement modifié par des événements changeant cette perception. Plusieurs travaux empiriques montrent que le prix de l'immobilier est significativement modifié par l'assurance¹ ou par les dispositifs d'information (voir Gayer *et al.* (2000) ou Kohlhasse (1991) dans le cas de sites de traitement ou de stockage des déchets et Maani (1991) dans le cas d'un gazoduc haute pression). De même, le prix de l'immobilier pourrait donc être modifié suite à certaines mesures de prévention telles que les Plans de prévention des risques technologiques (PPRT, cf. encadré 1). Ces plans définissent en effet les zones exposées et les mesures pour réduire les risques encourus. Certains acteurs locaux craignent ainsi que la mise en place des PPRT ne diminue le prix des logements situés dans les zones exposées (Chabbal, 2005)². Cette modification des prix est difficile à estimer car la mise en œuvre des PPRT est très récente dans les zones urbanisées³.

Cependant, l'analyse d'autres événements modifiant la perception du risque permet d'apporter des premiers éléments de réponse.

De nombreuses installations industrielles françaises sont entourées d'une forte densité de population et pouvaient donc être considérées pour cette étude. Mais l'importance du travail de recueil de données a restreint le nombre de sites pouvant être étudiés. Les trois zones choisies l'ont été parce qu'elles présentent des perceptions du risque très différentes, quant à la nature des industries chimiques ou pétrochimiques présentes (cf. tableau 2) et à la topologie des sites. Elles sont situées à proximité d'installations industrielles appartenant aux agglomérations françaises de Bordeaux, Dunkerque et Rouen. Il s'agit dans tous les cas d'industries anciennes, bien insérées dans le tissu urbain⁴.

La poudrerie de Saint-Médard-en-Jalles, dans l'agglomération bordelaise, n'est pas forcément vécue comme dangereuse par ses riverains. Les abords verdoyants masquent en partie les barbelés qui entourent cet ancien site militaire. Ce site étant particulièrement étendu (650 bâtiments répartis dans 350 hectares), le risque est perçu comme contenu à l'intérieur du complexe industriel. La seule nuisance associée au risque industriel est le transport de matières dangereuses sur un trajet limité et bien défini.

1. L'assurance relative aux risques d'inondations contribue par exemple à déterminer le prix de l'immobilier (MacDonald *et al.*, 1990 ; Harrison *et al.*, 2001 ; Morgan, 2007 ; Bin *et al.*, 2008).

2. D'après Chabbal (2005), les acteurs locaux craignent également qu'un plan, en révélant le risque industriel, n'augmente significativement le prix de l'assurance habitation qui comprend obligatoirement la garantie relative aux catastrophes technologiques. Cette crainte n'est pas fondée. L'assurance des particuliers est une assurance de victimes : elle avance les frais de remboursement et couvre les risques de non identification et d'insolvabilité du tiers responsable. C'est pourquoi la prime d'assurance contre les catastrophes technologiques correspond à quelques euros par an. Les primes des industriels ont au contraire fortement augmenté après AZF (Picard et Chemarin, 2004).

3. « Au 1^{er} septembre 2010, 335 PPRT ont été prescrits [i.e. initiés] sur les 420 et 50 approuvés [i.e. effectifs] » (communiqué de presse de Chantal Jouanno, secrétaire d'État à l'Écologie, 14 octobre 2010). À cette date, les plans étaient majoritairement mis en place dans des zones rurales. Les autres plans ont été mis en place récemment. Au 20 novembre 2012, d'après le ministère du Développement durable, 384 communes présentaient un ou plusieurs PPRT prescrits et 287 communes disposaient d'un ou plusieurs PPRT approuvés. Toujours à cette date, 410 PPRT étaient prescrits ou approuvés, sur les 420 initialement prévus.

4. Près de Bordeaux, la poudrerie date de 1660 et les communes voisines de la poudrerie s'étaient initialement développées grâce à cette activité. Par la suite, le développement de l'urbanisation s'est expliqué par l'attraction de l'agglomération bordelaise. Près de Dunkerque, l'urbanisation d'après guerre s'est faite autour d'une activité industrielle perçue comme peu dangereuse (chantiers navals, sidérurgie). Les industries chimiques et pétrochimiques ne se sont implantées dans le port que dans les années 1970. Près de Rouen, quelques usines sont installées dans les années 1920 et 1930 mais la majorité d'entre elles apparaissent progressivement entre les années 1960 et 1990. La zone urbanisée s'est étendue en se rapprochant de ces différentes installations.

Au contraire, les installations chimiques et pétrochimiques des ports industriels de Dunkerque et de Rouen sont bien visibles et clairement identifiées par les habitants comme des industries dangereuses. Les bâtiments, les cheminées, ou tout du moins les panaches de fumée sont visibles depuis l'ensemble du voisinage près de Dunkerque. Cependant, la centrale nucléaire de Gravelines, située à 18 km à l'ouest de Dunkerque, peut occulter l'importance des risques industriels générés par les installations chimiques et pétrochimiques.

Près de Rouen, par contre, les cheminées et silos de Petit-Couronne sont cachés par le relief depuis Hautot-sur-Seine, Moulineaux, Sahurs et le quartier des Essarts (Grand-Couronne)⁵. Le site de Rouen a été médiatisé en 2012 du fait de la liquidation de la raffinerie Petroplus de Petit-Couronne, placée en redressement judiciaire⁶, puis en janvier 2013 du fait de la fuite, depuis l'usine chimique Lubrizol de Petit-Quevilly, d'un gaz toxique, le mercaptan, dont l'odeur nauséabonde a été perçue à Paris et même au Royaume-Uni⁷.

Même si la mise en place des PPRT ne pouvait être observée pendant la période d'étude, entre 2000 et 2008⁸, d'autres événements, locaux ou nationaux, ont pu modifier la perception du risque des riverains pendant cette période (cf. tableau 1). Les événements locaux sont les incidents et les dispositifs d'information. Un seul accident est survenu le 12 janvier 2007 à Rubis Terminal (stockage de produits liquides inflammables et agrochimiques) sur le site de Dunkerque. Il s'est manifesté par des flammes et un panache de fumée ; il a impliqué le déclenchement du plan d'opération interne et a nécessité l'intervention

de pompiers civils. Les dispositifs locaux d'information comportent la diffusion de plaquettes d'information, la mise à jour du plan particulier d'intervention (plan d'urgence pour les riverains en cas d'accident industriel) et la mise en place de comités locaux d'information et de concertation⁹. À l'échelle nationale, les événements retenus sont la catastrophe d'AZF du 21 septembre 2001 et les étapes de la législation pendant la période d'étude. La loi Bachelot du 30 juillet 2003 crée les PPRT (cf. encadré 1) ainsi que le régime d'assurance des catastrophes technologiques¹⁰. Le but de ce système d'assurance est d'éviter de longues procédures juridiques aux victimes et de couvrir les risques de non-identification et d'insolvabilité de l'industriel responsable. Ainsi, en pratique, le ménage sinistré est indemnisé par son assureur qui se retourne ensuite directement contre l'exploitant - ou l'assureur de ce dernier.

5. Sources : Rapports de contexte établis par les Centres d'études techniques de l'Équipement (CETE) Sud-Ouest, Normandie-Centre et Nord-Picardie.

6. Petroplus : Matignon évoque des chances de succès limitées et un plan social (Le Monde, 4 février 2013).

7. Rouen : douze sites Seveso... et toujours vulnérable (Le Monde, 4 février 2013, Audrey Garric).

8. Sur chaque site, un PPRT a été prescrit après la fin de la période d'étude : le 15 décembre 2009 sur le site de Bordeaux, le 20 février 2009 sur celui de Dunkerque et le 14 avril 2010 sur celui de Rouen.

9. Imposées par la loi Bachelot, ces instances ont pour mission de donner un cadre d'échanges et d'information entre l'administration, les collectivités territoriales, les exploitants, les riverains et les salariés des établissements concernés.

10. La loi Bachelot instaure également l'Information de l'acquéreur ou du locataire (IAL), dispositif entré en vigueur le 1er juin 2006. L'IAL oblige le vendeur ou le bailleur d'un bien situé dans une zone couverte par un plan de prévention des risques technologiques (ou naturels) à en informer par écrit l'acquéreur ou le locataire (et si tel est le cas des catastrophes naturelles ou technologiques passées). Les PPRT ayant été prescrits sur chacun des trois sites après la période d'étude, l'information fournie par ce dispositif ne concerne que les risques naturels.

Encadré 1

LES PLANS DE PRÉVENTION DES RISQUES TECHNOLOGIQUES (PPRT)

Au cours des deux derniers siècles, les catastrophes industrielles ont successivement provoqué les grandes étapes de l'évolution de la réglementation en France et en Europe (Martinais, 2007). En France, la catastrophe d'AZF le 21 septembre 2001 à Toulouse est à l'origine de la loi n° 2003-699 du 30 juillet 2003 relative à la prévention des risques technologiques et naturels et à la réparation des dommages. Cette loi, appelée loi Bachelot, crée les Plans de prévention des risques technologiques (PPRT).

Un PPRT est un outil réglementaire qui fait connaître les zones exposées et définit les mesures pour réduire les risques encourus. Ces plans complètent la démarche de réduction du risque à la source par l'industriel, car ils permettent de maîtriser l'urbanisme autour des installations industrielles. Ils permettent tout d'abord de mettre

en oeuvre des mesures foncières sur les logements existants : expropriation et délaissement. Ils prescrivent également des travaux de renforcement aux bâtiments existants et réglementent les nouvelles constructions, allant de l'interdiction de construire à l'autorisation sous conditions. Les 420 PPRT concernent plus de 600 établissements sur plus de 900 communes.

Un PPRT est élaboré après concertation de toutes les parties prenantes (administration, collectivités territoriales, exploitants industriels et riverains). Le plan est prescrit, c'est-à-dire initié, par le préfet qui détermine le périmètre et la nature des risques étudiés. Le projet de plan, basé sur une évaluation du risque, est ensuite soumis à consultation via une enquête publique. Après d'éventuelles modifications, le projet est enfin approuvé par le préfet.

Les résultats de cette étude montrent que les prix sont plus bas à proximité des usines sur les sites de Dunkerque et de Rouen. Un éloignement additionnel d'un mètre d'une installation dangereuse augmente le prix des logements d'environ une dizaine d'euros. Autrement dit, un éloignement additionnel de 100 mètres d'une installation dangereuse augmente le prix du logement d'environ 1 % près de Dunkerque et de 1,5 % près de Rouen. Ces ordres de grandeur sont conformes aux autres études portant sur ce type d'industries (cf. tableau 5). Le site de Bordeaux est particulier puisqu'au contraire, la proximité de la poudrerie fait augmenter le prix du logement. En effet, le risque industriel n'est quasiment pas perçu ; la proximité de la poudrerie est même valorisée, probablement parce que les alentours de l'usine sont caractérisés par un cadre verdoyant et particulièrement calme.

Les résultats indiquent par ailleurs que la diminution du prix des logements du fait de leur proximité aux industries dangereuses n'est modifiée ni par les incidents locaux, ni par les dispositifs d'information, ni par la mise en place du régime d'assurance. Ceci suggère que les prix de l'immobilier reflètent déjà le risque industriel, tel que perçu par les ménages. L'explication tient probablement à ce que les industries à risque sont présentes depuis, au moins, plusieurs décennies sur chaque site.

Cette analyse s'inscrit dans la lignée des travaux empiriques ayant utilisé la méthode des prix hédoniques pour estimer l'effet de l'exposition aux risques et pollutions industriels sur le prix des logements. La méthode des prix hédoniques a été formalisée théoriquement par Rosen (1974) (cf. encadré 2). Elle repose sur

Tableau 1
Événements locaux et nationaux susceptibles d'avoir modifié la perception du risque industriel des ménages sur chaque site pendant la période d'étude

Année	Bordeaux	Dunkerque	Rouen	National
2001	-	-	-	Accident d'AZF
2002	-	Plaquette d'information	-	-
2003	-	-	-	Loi Bachelot
2004	-	Mise à jour du plan particulier d'intervention	-	-
2005	-	-	Création du comité local d'information et de concertation	-
2006	-	Création du comité local d'information et de concertation. Plaquette d'information du plan particulier d'intervention	-	-
2007	-	Accident	Plaquette d'information du plan particulier d'intervention (*)	-

Lecture : (*) diffusion d'une plaquette d'information sur le risque industriel dans les communes de la zone d'étude sauf Moulinaux.
Source : rapports de contexte établis par les CETE Sud-Ouest, Normandie-Centre et Nord-Picardie.

Encadré 2

LA MÉTHODE DES PRIX HÉDONIQUES

Rosen (1974) suppose qu'un logement est représenté par K caractéristiques indissociables $Z = (z_1, \dots, z_K)$. Le prix $P(Z)$ de l'habitation de caractéristiques Z est la combinaison particulière des différentes caractéristiques à leur prix implicite. Le consommateur de revenu y maximise sa fonction d'utilité $U(x, Z)$, où x désigne le bien composite de prix unitaire, sous la contrainte budgétaire $y = x + P(Z)$.

$$\max_{x, z_1, \dots, z_K} U(x, z_1, \dots, z_K) \quad \text{s.t.c.} \quad y = x + P(z_1, \dots, z_K) \quad (1)$$

D'après les conditions du premier ordre du programme, les consommateurs maximisent leur utilité en égalisant le taux marginal de substitution entre la caractéristique z_k et le numéraire x au prix marginal $\partial P(Z) / \partial z_k$, appelé par la suite prix implicite.

$$\frac{\partial P(Z)}{\partial z_k} = \frac{\frac{\partial U}{\partial z_k}}{\frac{\partial U}{\partial x}} \quad (2)$$

Le taux marginal de substitution entre la caractéristique k et le numéraire x correspond au consentement à payer des ménages pour augmenter z_k d'une unité, par exemple pour s'éloigner d'une unité de distance des usines. L'estimation de la fonction de prix hédoniques permet une estimation du prix implicite de l'éloignement aux usines dangereuses et fournit donc une estimation du consentement marginal à payer des ménages pour s'éloigner d'un mètre des usines.

Tableau 2
Présentation des trois sites étudiés

Commune	Code Insee	Population (hab) (a)	Densité de population (hab/km²) (a)	Surface bâtie (%) (b)	Revenu fiscal moyen (euros) (a)	Etablissements sportifs, socioculturels (nb) (c)	Distance au bassin d'emploi (km) (d)	Nuisances qualité de l'air / olfactives (dues ou non aux usines) (e) / plaintes pour nuisances sonores dues aux usines (f)	Établissements industriels
Bordeaux									
Le Haillan	33200	8 378	904	8	26 817	14	5,9	-	2 usines classées Seveso seuil haut. Activité : fabrication de poudres et explosifs. Risque : explosion.
Le Taillan-Médoc	33519	8 668	571	5	30 412	14	4,9	-	
Martignas-sur-Jalles	33273	6 633	251	2	29 005	27	9,2	-	
Mérignac	33281	65 469	1 359	9	23 181	72	4,4	-	
Saint-Aubin-de-Médoc	33376	5 550	159	1	41 577	12	11,1	-	
Saint-Médard-en-Jalles	33449	26 984	315	3	27 599	48	4,8	-	
Dunkerque									
Coudekerque-Branche	59155	22 994	2 515	11	18 641	23	4,3	-	16 usines : 14 Seveso seuil haut, 2 soumises à autorisation. Activités : stockage et raffinage de produits pétroliers, métallurgie, fabrication de gaz industriels, de produits chimiques et pharmaceutiques, traitement de déchets solides. Risques : explosion, incendie, effets toxiques.
Dunkerque	59183	69 274	1 855	12	20 218	18	4,1	-	
Fort-Mardyck	59248	3 586	2 543	13	18 610	7	9	Olfactif, plaintes	
Saint-Pol-sur-Mer	59540	22 100	4 299	16	14 711	14	6,2	Plaintes	
Rouen									
Grand-Couronne	76319	9 346	552	5	20 083	18	20,5	-	13 usines : 2 Seveso seuil haut, 1 Seveso, 10 soumises à autorisation. Activités : stockage et raffinage de pétrole liquéfié, fabrication de mpapier, production d'huile Diester (biodiesel), de dioxyde de carbone liquéfié, transport de marchandises, stockage de parfumerie et entrepôts. Risques : explosion, incendie, effets toxiques.
Hautot-sur-Seine	76350	9 346	160	1	26 423	2	19,3	Olfactif	
Moulineaux	76457	881	238	2	21 287	10	20,6	-	
Petit-Couronne	76497	8 690	679	5	19 638	28	21,1	Qualité de l'air et olfactif	
Sahurs	76550	1 310	117	1	27 017	5	26,8	-	
Val-de-la-Haye	76717	751	74	1	23 673	5	20,5	Qualité de l'air et olfactif	
Note : les communes de Fort-Mardyck et de Saint-Pol-sur-Mer ont été associées en 2010 avec la commune de Dunkerque.									

Lecture : les trois sites étudiés présentent des caractéristiques démographiques et socioéconomiques différentes et des activités industrielles variées, bien que toutes à risques.

Sources : (a) Insee, (b) BD bâti de l'institut géographique national (IGN), (c) BD topographique de l'institut géographique national (IGN), (d) Stranet, (e) agence de qualité de l'air, (f) direction régionale de l'environnement, de l'aménagement et du logement.

l'idée que le prix d'un bien immobilier dépend de ses caractéristiques, parmi lesquelles certaines sont liées à la qualité de l'environnement du bien – notamment son exposition au risque industriel. Les différences de prix constatées entre des biens présentant par ailleurs des caractéristiques identiques traduisent alors des différences en termes d'exposition au risque industriel et donc une information sur le prix implicite d'une diminution de cette exposition. L'équation hédonique fournit ainsi des informations sur le consentement à payer des ménages pour s'éloigner d'un mètre des usines.

Données

Notre analyse s'appuie sur des données d'une qualité exceptionnelle. La méthode des prix hédoniques requiert des données sur le montant des transactions et les caractéristiques des biens échangés. Les biens se distinguent par leurs caractéristiques intrinsèques (nombre de pièces, de salles de bain, etc.), mais aussi par leur localisation (proximité de services publics et commerces, exposition à des nuisances ou à des risques, etc.). Le prix de vente et les caractéristiques physiques propres au logement sont issus des données notariales Perval (Notaires de France) pour les années 2000, 2002, 2004, 2006 et 2008. Ainsi seules les transactions d'achat (par opposition aux transactions locatives) peuvent être ici étudiées. Toutes ces transactions ont été géolocalisées et des éléments caractérisant l'environnement de chacun de ces logements ont été recueillis et appariés avec la base notariale : proximité au centre ville de la principale agglomération, aux commerces et services publics, exposition au risque industriel, à d'autres risques et nuisances (cf. tableau 4). Des éléments caractérisant la commune ont été également recueillis (cf. tableau 2). La base de données exploitée ici est donc unique et bien plus complète que les bases utilisées par des études similaires, françaises ou internationales, qui ne disposent que de peu ou pas de caractéristiques extrinsèques des logements (cf. tableau 5)¹¹.

Une question pratique importante dans le cadre de la collecte de données est la définition du périmètre d'étude de chaque site. Ce périmètre satisfait deux critères. Tout d'abord, il doit correspondre à un seul segment de marché immobilier. En effet, la présence d'une segmentation de marché peut poser des problèmes d'estimation (Baudry et Maslianskaïa-Pautrel, 2011).

C'est pourquoi certains quartiers atypiques ont été exclus¹². Par ailleurs, l'échantillon initial a été restreint aux maisons, majoritaires dans les communes périurbaines étudiées (cf. tableau A1 en annexe), car maisons et appartements correspondent à différents segments du marché immobilier. De plus, le périmètre doit être suffisamment étendu pour contenir, au sein de ce segment de marché, des logements éloignés des usines, c'est-à-dire pour inclure un groupe de contrôle. Ce second critère a pour but de limiter un potentiel biais de sélection : les ménages habitant à proximité immédiate des usines peuvent avoir des préférences ou des caractéristiques inobservées différentes des autres ménages et peuvent ne pas constituer un échantillon représentatif de la population locale. Le périmètre retenu comprend ainsi des habitations situées à proximité immédiate des usines et des habitations distantes de 10 km sur le site de Bordeaux, 4 km sur le site de Dunkerque et 5 km sur celui de Rouen (cf. tableau 3 et cartes I, II et III). La littérature étudiant l'effet de ce type de risques industriels sur les prix des logements utilise des périmètres similaires (cf. tableau 5)¹³.

Le choix des variables mesurant la perception de l'exposition au risque industriel est également crucial. Plusieurs types de variables ont été utilisés dans la littérature. La distance à vol d'oiseau de l'habitation à l'usine est utilisée par chacune des études similaires (cf. tableau 5). D'autres variables peuvent être incluses, telles que des indicatrices de

11. La création de cette base a nécessité un important travail et les auteurs remercient les Centres d'études techniques de l'Équipement (CETE) Normandie-Centre, Nord-Picardie et Sud-Ouest. Les CETE ont en effet contribué à définir le périmètre d'étude ainsi que les variables pertinentes pour chaque site ; ils ont recueilli et standardisé ces données à l'aide d'un système d'information géographique.

12. La sélection des quartiers réalisée est ici détaillée pour le site Dunkerque. La commune de Tétéghem, qui constitue la banlieue résidentielle huppée de Dunkerque, a été exclue du périmètre d'étude. De même, ont été exclus le centre historique et la zone littorale Est de l'agglomération (Dunkerque-Darses, Dunkerque-Malo-les-Bains et Leffrinckoucke) en raison de l'attractivité notoire de ces quartiers (port de loisir, caractère balnéaire, dunes, densité importante de commerces et de monuments historiques). La commune de Leffrinckoucke a été écartée pour une autre raison : la présence d'une industrie peu dangereuse mais émettant un panache de fumée noire est susceptible de constituer une source de confusion pour les riverains avec les autres industries ici étudiées. Le village de Mardyck et la commune de Grande Synthe ont également été écartés car ils constituent deux quartiers très peu attractifs. La commune de Grande Synthe est une zone urbaine sensible, où le prix des logements est particulièrement bas du fait de l'insécurité ; certains de ses résidents choisissent d'aller vivre dans le village de Mardyck, qui est tout particulièrement exposé aux risques industriels mais présente un voisinage plus sûr.

13. La seule exception est Carroll et al. (1996) dont le périmètre contient presque 8 000 logements, parmi lesquels certains sont situés à 35 km de l'usine. Boxall et al. (2005) étudient quant à eux une zone rurale, ce qui leur impose de retenir un périmètre étendu pour avoir un nombre suffisant d'observations.

localisation dans des zones administratives de gestion du risque (plans d'urgence comme dans Boxall *et al.*, 2005 ; Travers *et al.*, 2009) ou des variables traduisant la perception aux nuisances créées par l'industrie (Boxall *et al.*, 2005 ; Sauvage, 1997).

Cette étude utilise différents types de variables pour l'exposition au risque industriel. Pour les variables de distance aux installations industrielles¹⁴, les installations retenues sont les installations autorisées (soumises au régime des installations classées pour la protection de l'environnement), en distinguant parmi elles les installations Seveso¹⁵. Quatre zones administratives avaient également été retenues pour tester un effet additionnel de l'appartenance aux zones de gestion du risque sur le prix des logements. Il s'agissait de la zone du plan particulier d'intervention et des zones de maîtrise de l'urbanisation future Z1 (zone avec des dommages létaux en cas d'accident), Z2 (dommages irréversibles) et Z3 (bris de vitre). L'analyse n'a pas pu reposer sur ces variables, car les zones Z1, Z2 et Z3 sont de superficie trop restreinte pour inclure un nombre suffisant de transactions

pendant la période d'étude (cf. tableau 3). Enfin, comme un même niveau d'exposition au risque industriel peut être plus ou moins ressenti selon la perception des nuisances associées à l'usine, une variable indique sur le site de Rouen si l'industrie est visible depuis le logement¹⁶. Des éléments de perception des nuisances au niveau de la commune (moindre qualité de l'air, nuisances olfactives, nombre de plaintes pour nuisances sonores) peuvent par ailleurs permettre d'interpréter l'effet de la localisation dans une commune donnée sur le prix de l'immobilier. Des statistiques descriptives complètes sont fournies en annexe (cf. tableaux A1 et A2).

14. Sur les trois sites, la position d'une maison est définie comme le centre de la parcelle cadastrale dans laquelle est enregistrée la transaction. Pour le complexe industriel très étendu de Saint-Médard, nous utilisons la distance au centre de ce complexe.

15. Plus précisément, la seconde catégorie d'installations regroupe les installations les plus dangereuses au sein des installations classées pour la protection de l'environnement, i.e. les installations soumises au régime d'autorisation avec servitudes. Il s'agit ainsi des installations Seveso et de certains silos.

16. Nous avons pris comme référence la cheminée rouge et blanche de la raffinerie Petroplus, qui domine le complexe industriel.

Tableau 3
Statistiques descriptives de l'exposition au risque industriel

Variable Sites	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Distance à l'installation industrielle Seveso la plus proche (m)				
Bordeaux	4 626	1 922	532	10 379
Dunkerque	1 680	907	41	4 084
Rouen	1 323	903	64	5 142
Distance à l'installation industrielle autorisée la plus proche (m)				
Bordeaux	1 778	1 027	49	5 279
Dunkerque	1 294	611	188	3 452
Rouen	892	564	64	2 884
Appartenance aux zones Z1, Z2, Z3 (%)				
Bordeaux	Non pertinent			
Dunkerque	En dehors : 100			
Rouen	Z1 : 4 ;	Z2 : 3 ;	en dehors : 93	
Appartenance à la zone du plan particulier d'intervention (%)				
	Oui	Non		
Bordeaux	1	99		
Dunkerque	28	72		
Rouen	77	23		
Vue sur les usines				
	Oui	Non		
Rouen	90	10		

Lecture : le périmètre retenu comprend des habitations à proximité immédiate des usines et des habitations distantes de 10 km sur le site de Bordeaux, 4 km sur le site de Dunkerque et 5 km sur celui de Rouen. Les zones Z1, Z2 et Z3 incluent peu ou pas de transactions pendant la période d'étude. La zone du plan particulier d'intervention ne contient pas de transaction pendant la période d'étude près de Bordeaux.

Champ : 2 006 observations pour le site de Bordeaux, 1 301 pour celui de Dunkerque et 874 pour Rouen.

Source : données recueillies et standardisées par les CETE Normandie-Centre, Nord-Picardie, Sud-Ouest.

Modèle

L'estimation de la fonction de prix hédoniques permet de mesurer l'effet de la proximité de l'installation industrielle sur le prix des logements et d'évaluer dans quelle mesure les événements retenus modifient cet effet. Par la suite, la variable expliquée désigne le prix du logement et une variable explicative est une variable qui explique ce prix, c'est-à-dire une caractéristique du logement. Parmi ces caractéristiques, les variables d'intérêt correspondent aux variables liées au risque industriel (distance du logement aux installations industrielles par exemple).

Les problèmes d'estimation spécifiques à la méthode des prix hédoniques

La forme fonctionnelle de la fonction de prix hédoniques dépend des hypothèses sous-jacentes relatives à l'offre et à la demande. À moins de faire des hypothèses bien spécifiques, la fonction de prix hédoniques n'est pas linéaire et n'a pas de forme explicite connue (voir Freeman, 2003, pour une revue sur la méthode des prix hédoniques).

Par ailleurs, il s'agit d'estimer et de prendre en compte la potentielle dépendance spatiale entre les observations géographiques. Cette

Tableau 4
Données

Caractéristiques intrinsèques (a)	Caractéristiques extrinsèques	
Prix TTC	Distance au centre ville de la principale agglomération	(b)
Maison ou appartement	Distance à la place du marché	(c), (d)
Moins ou plus de 5 ans	Distance à une pharmacie	(c), (d)
État (°)	Distance à un commerce d'alimentation	(c), (d), (e)
Surface habitable (•)	Distance à un arrêt de bus	(f)
Nombre de pièces	Distance à un parc urbain	(f)
Nombre de salles de bains	Distance à une école maternelle ou primaire	(e), (g)
Nombre de parkings	Distance à un collège ou lycée	(e), (g)
Présence d'une terrasse	Distance à l'installation industrielle Seveso (†)	(h)
Présence d'un balcon	Distance à l'installation industrielle autorisée (§)	(h)
Présence d'un ascenseur	Vue sur l'installation industrielle (pour le site de Rouen) (◇)	(g)
Présence d'une piscine	Appartenance à une zone de maîtrise d'urbanisme (Z1, Z2, Z3)	(i)
Présence d'un sous-sol	Appartenance au zonage du plan particulier d'intervention	(j)
Présence d'une cave	Appartenance à une zone exposée aux risques naturels (>)	(i)
Présence d'une annexe	Appartenance à une zone exposée à d'autres risques (>)	(i)
Présence d'une dépendance	Appartenance à une zone de pollution accidentelle résiduelle	(k)
Surface de terrain	Exposition sonore à une infrastructure de transport terrestre	(l), (m)
	Exposition sonore à une infrastructure de transport aérien	(l), (m)
	Appartenance à une zone de protection naturelle	(i)
	Appartenance à une zone de servitude d'un monument historique	(i)

Note : (°) Bon état, travaux à prévoir ou à rénover.

(•) La variable surface n'est remplie qu'à 81 % pour le site de Bordeaux, 80 % pour le site de Dunkerque et 62 % pour le site de Rouen. La surface imputée aux observations correspondant aux valeurs manquantes est la moyenne de la surface sur les cinq plus proches voisins ayant le même nombre de pièces.

(†) Sont retenues ici les installations les plus dangereuses au sein des installations classées pour la protection de l'environnement. Ces installations sont sous le régime d'autorisation avec servitudes et comprennent essentiellement les installations Seveso.

(§) L'installation retenue est l'installation industrielle la plus proche sous le régime des installations classées pour la protection de l'environnement.

(◇) Vue depuis le logement sur la cheminée Petroplus rouge et blanche ou sur le silo Senalia.

(>) Zone de servitudes ou de porter à connaissance.

Lecture : chaque distance à un établissement ou service est calculée comme la distance à l'établissement ou service le plus proche. Les distances aux installations industrielles sont données en mètres pour les trois sites. Les autres distances sont données en mètres près de Bordeaux et Dunkerque et sous forme de classes près de Rouen.

Sources : (a) Perval, (b) répertoire géographique des communes, (c) base des Chambres de commerce et d'industrie, (d) base communale, (e) annuaire téléphonique, (f) BD topographique de l'IGN, (g) BD bâti de l'IGN, (h) base des installations classées par commune, (i) plan local d'urbanisme, (j) Préfecture, (k) Direction régionale de l'environnement, de l'aménagement et du logement, (l) carte sonore de la Direction départementale des territoires et de la mer, (m) carte sonore du Centre d'études techniques de l'équipement.

dépendance, désignée par le terme d'« autocorrélation spatiale », correspond à des effets de proche voisinage. Le prix d'une transaction peut directement dépendre des prix des transactions passées réalisées dans le voisinage. Il s'agit alors d'un phénomène de retard spatial. Par exemple, l'acquéreur utilise l'information (recueillie par internet ou via des agences immobilières) sur les prix des transactions voisines passées pour établir son consentement à payer pour un logement. L'autocorrélation spatiale peut également provenir du terme d'erreur à cause de variables omises ou inobservées présentant une configuration spatiale. Si cette dépendance, appelée « erreurs spatiales », n'est pas corrigée, l'estimation est biaisée. Par exemple, si les zones à proximité des installations industrielles sont caractérisées par des problèmes de voisinage ou de criminalité, et si les ménages y sont sensibles, alors l'omission de variables mesurant le calme et la sécurité du voisinage conduit à une surestimation du

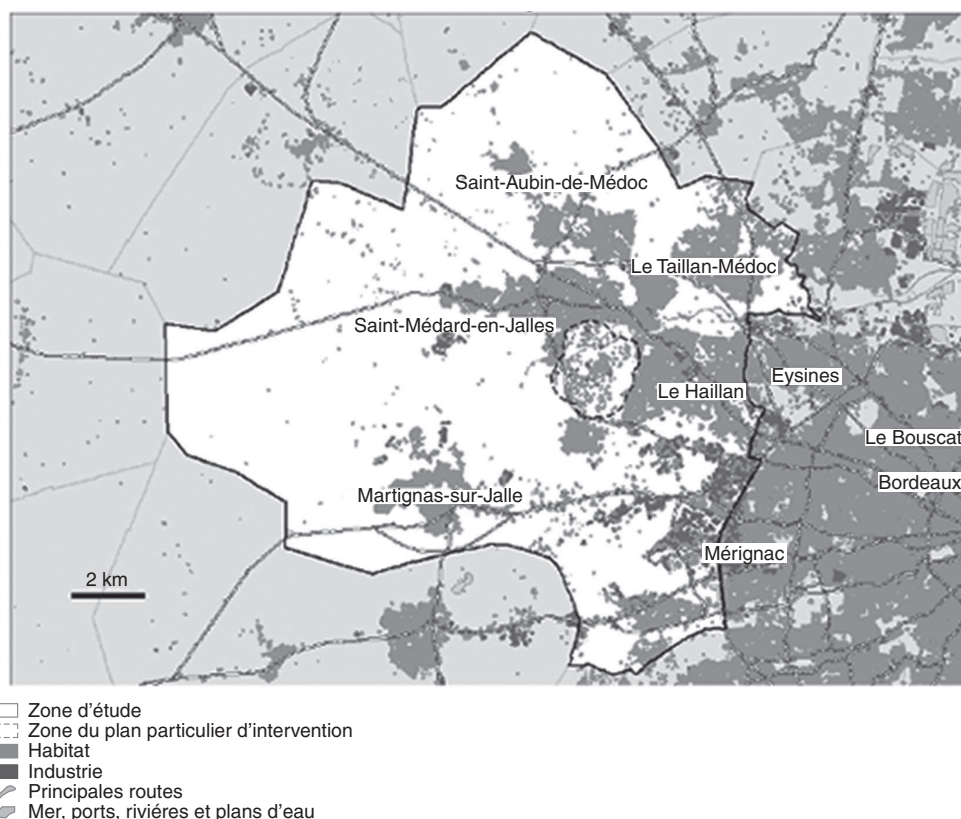
consentement à payer pour réduire l'exposition aux risques industriels. Ici, les zones les plus exposées au risque ne sont pas les plus défavorisées mais d'autres variables omises peuvent biaiser les résultats.

Les réponses apportées par la littérature

Une vaste littérature apporte de nombreux éléments de réponse à ces problèmes de modélisation.

Pour le choix de la forme fonctionnelle, la démarche usuelle consiste à la restreindre le moins possible et à déterminer celle qui explique le mieux le prix des logements. La grande majorité des articles appliquant la méthode des prix hédoniques utilisent des transformations en Box-Cox pour la variable expliquée (le prix des logements) et/ou pour les variables explicatives

Carte I
Zone d'étude près de Bordeaux



Source : fonds de carte BD topographique IGN, réalisation auteurs.

continues¹⁷ (Kuminoff *et al.*, 2010). D'après Box et Cox (1964), la variable transformée $x^{(\beta)}$ de la variable x est :

$$x^{(\beta)} = \begin{cases} \frac{x^\beta - 1}{\beta} & \text{si } \beta \neq 0 \\ \log(x) & \text{si } \beta = 0 \end{cases} \quad (1)$$

(2)

Cette transformation généralise ainsi la fonction *Log* ou les fonctions puissance. Cependant, le but de cette étude n'est pas d'estimer la fonction de prix hédoniques, mais seulement le prix implicite d'une des caractéristiques du logement. Au vu de cet objectif, plusieurs articles mettent en garde contre le choix d'une spécification très élaborée de la fonction de prix hédoniques. Cassel et Mendelsohn (1985) et Cropper *et al.* (1988) montrent que choisir la forme fonctionnelle

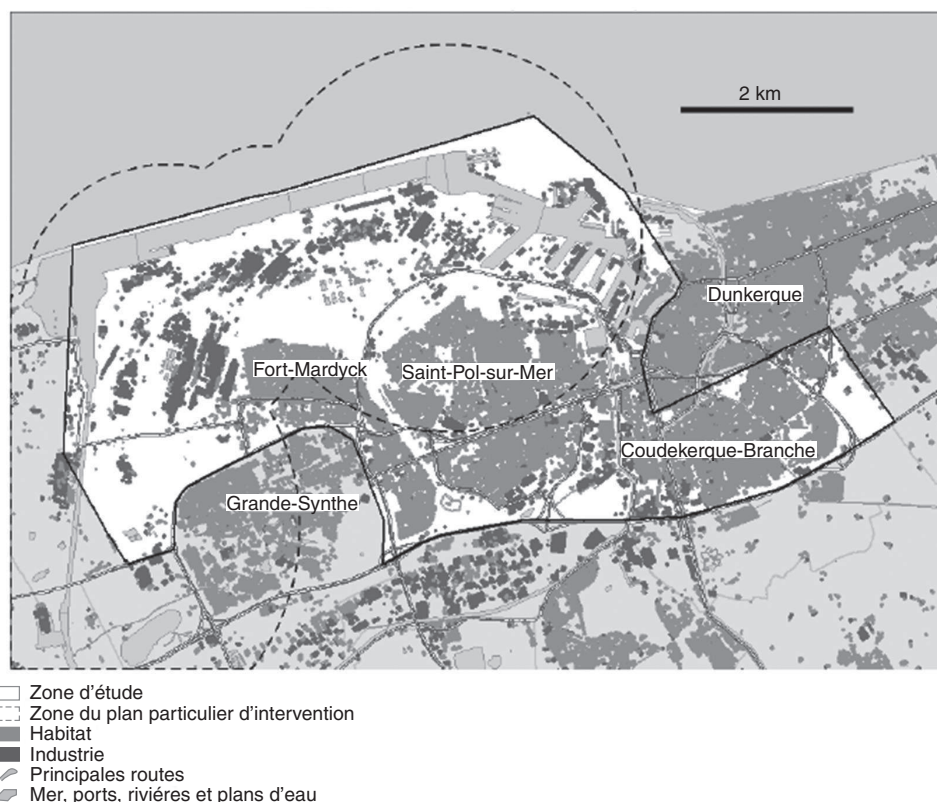
qui explique le mieux le prix du logement ne mène pas nécessairement à une estimation plus précise du prix implicite de la caractéristique considérée¹⁸.

La majorité des articles considèrent un (ou plusieurs) des modèles suivants : le modèle linéaire, Log-linéaire, Log-log, quadratique, Box-Cox linéaire et Box-Cox quadratique. K désigne le jeu des variables explicatives et parmi elles K_d le jeu des caractéristiques discrètes et K_c celui des caractéristiques continues.

17. Les variables discrètes ne sont pas concernées par la transformation en Box-Cox.

18. Il s'agit typiquement d'un arbitrage entre biais et variance : le nombre de paramètres à estimer diminue le biais de l'estimation des prix implicites mais augmente leur variance.

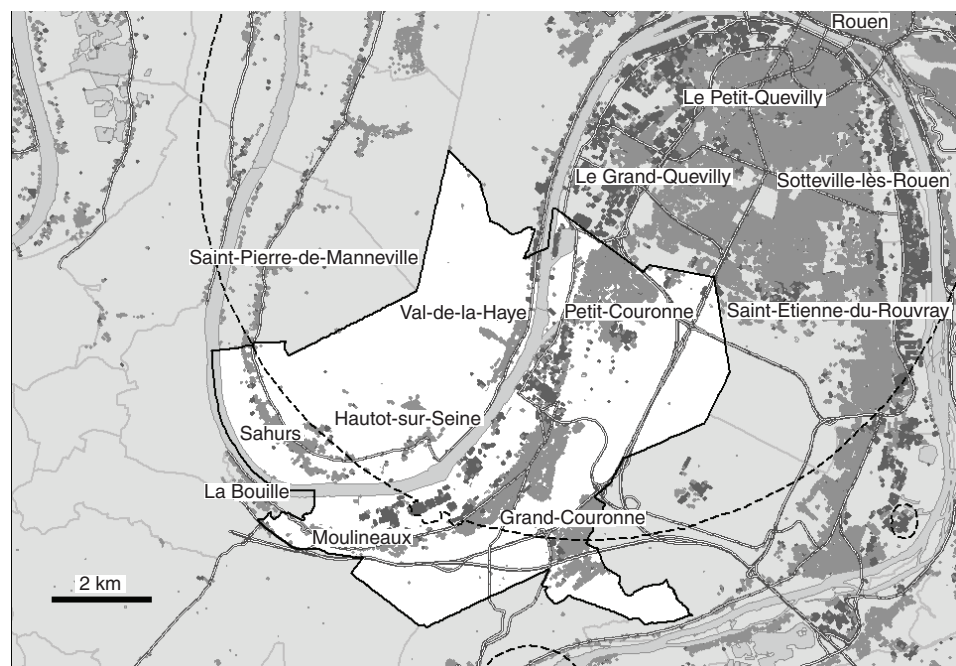
Carte II
Zone d'étude près de Dunkerque



Source : fonds de carte BD topographique IGN, réalisation auteurs.

<i>Linéaire</i>	$P = \sum_{k \in K} p_k z_k,$
<i>Log – linéaire</i>	$\ln(P) = \sum_{k \in K} p_k z_k,$
<i>Log – log</i>	$\ln(P) = \sum_{k \in K_c} p_k \ln(z_k) + \sum_{k \in K_d} p_k z_k,$
<i>Quadratique</i>	$P = \sum_{k \in K} p_k z_k + \sum_{(k,k') \in K^2} \frac{p_{kk'}}{2} z_k z_{k'},$
<i>Box – Cox linéaire</i>	$P^{(\beta_p)} = \sum_{k \in K_c} p_k z_k^{(\beta_z)} + \sum_{k \in K_d} p_k z_k,$
<i>Box – Cox quadratique</i>	$P^{(\beta_p)} = \sum_{k \in K_c} p_k z_k^{(\beta_z)} + \sum_{k \in K_d} p_k z_k + \sum_{(k,k') \in K_c^2} \frac{p_{kk'}}{2} z_k^{(\beta_z)} z_{k'}^{(\beta_z)}$ $+ \sum_{(k,k') \in K_c \cdot K_d} \frac{p_{kk'}}{2} z_k^{(\beta_z)} z_{k'} + \sum_{(k,k') \in K_d^2} \frac{p_{kk'}}{2} z_k z_{k'}.$

Carte III
Zone d'étude près de Rouen



- Zone d'étude
- - - Zone du plan particulier d'intervention
- Habitat
- Industrie
- Principales routes
- Mer, ports, rivières et plans d'eau

Source : fonds de carte BD topographique IGN, réalisation auteurs.

Tableau 5
Études sur le risque industriel et le prix des logements

Étude	Type d'installations	Région	Période	Taille de l'échantillon	Caractéristiques extrinsèques (*)	Périmètre (**)	Variable(s) d'exposition au risque	Effet de l'exposition au risque
Boxall et al. (2005)	Usines de pétrole et de gaz naturel	Central Alberta (Canada)	1994-2001	532	Distance à la ville, vue sur les montagnes	17 km (moyenne), 7 km (écart-type) (zone rurale)	Distance à l'usine la plus proche, nombre d'usines à moins de 4 km, nombre de zones de plans d'urgence, somme des rejets de H ₂ S à moins de 4 km	Diminution des prix pour les propriétés à moins de 4 km des usines : de 150 000 à 450 000 dollars canadiens 2001 (i.e. de - 4 % à - 8 % du prix).
Carroll et al. (1996)	Usine PEPCON (chimie)	Henderson, Nevada (Etats-Unis)	1986-1990	7 780	Non	De 3 à 35 km	Distance à l'usine	Avant l'explosion, augmentation des prix de 4,17 % à 3,2 km de PEPCON, i.e. augmentation d'environ 11 dollars (US) / m. Impact de l'explosion sur le prix implicite.
Flower et Ragnas (1994)	Raffineries pétrochimiques	St. Bernard Parish, Louisiana (Etats-Unis)	1979-1991	1 999	Non	De 0 à 3,3 km	Distances aux raffineries ou indicatrices de zones basées sur ces distances	À l'exception d'un secteur, les prix augmentent avec la distance : de 210 à 620 dollars par 100 m (i.e. de 1 % à 3,4 % par 100 m ou de 2 à 6 dollars par m).
Sauvage (1997)	Usines chimiques et pétrochimiques	Waziers, Puget-sur-Argens, Carling, L'Hôpital et St-Gaudens (France)	1988-1992	170, 64, 59, 91 et 188	Non	De 0 à 1,8 km / 2 km / 4 km	Distance aux usines	À Waziers et à Puget-sur-Argens, pas d'effet significatif. Ailleurs, les prix augmentent avec la distance. À L'Hôpital par exemple, les prix augmentent de 110 F / m (i.e. environ 4 % par 100 m).
	Usines chimiques	Bradford (Royaume-Uni)	1987-1993	561	Non	De 0 à 2,5 km	Distance aux usines, vue sur les usines	Les prix augmentent de 5,5 livres (anglaises) / m (i.e. d'environ 2,6 % par 100 m). La vue sur les installations diminue les prix de 960 livres (i.e. de 4,6 %).
Travers et al. (2009)	Usine chimique	Port-Jérôme, Seine Maritime (France)	2001-2002	228	Distances aux routes, autoroutes, à la Seine, aires de jeux, mairie	De 0 à 5 km	Distance aux usines, localisation dans une zone de plan d'urgence	Les prix augmentent de 9,2 euros / m (i.e. de 1,2 % par 100 m).
Étude actuelle	Usines chimiques et pétrochimiques	Bordeaux, Dunkerque et Rouen (France)	2000-2008	1 389, 936 et 571	Détailées (tableau 4)	De 0 à 10 km / 4 km / 5 km	Distance à l'installation Seveso / autorisée la plus proche, localisation dans plan particulier d'intervention, dans zone de maîtrise d'urbanisme, vue sur l'usine (près de Rouen) et autres nuisances (niveau communal)	Le prix des logements augmentent de 10 euros / m près de Dunkerque et de 17 euros / m près de Rouen, soit de 1 % et 1,5 % pour 100 m. Près de Bordeaux, le site n'est pas perçu comme dangereux.

Lecture : (*) variables autres que les variables d'exposition au risque et autres que les indicatrices communales ; (**) le périmètre est mesuré en termes de distance à l'usine la plus proche.
Source : auteurs.

Certains de ces articles utilisent des données simulées (Cropper *et al.*, 1988 ; Kuminoff *et al.*, 2010). La performance d'un modèle correspond alors à une faible erreur de mesure, c'est-à-dire une faible différence entre le prix implicite estimé et le prix implicite initialement simulé. Cropper *et al.* (1988) comparent les erreurs d'estimation des prix implicites des attributs du logement selon la forme fonctionnelle choisie et selon la présence de variables omises. Dans leur article, les variables omises sont des caractéristiques intrinsèques du logement. Ils montrent que « quand les attributs sont tous observés, les formes Box-Cox linéaire et quadratique donnent les pourcentages moyens d'erreur les plus faibles ; mais quand certains attributs ne sont pas observés ou remplacés par des proxies, les fonctions linéaire et Box-Cox linéaire sont les plus adaptées »¹⁹.

Cropper *et al.* (1988) recommandent donc d'estimer une forme fonctionnelle Box-Cox linéaire où toutes les variables explicatives transformées ont la même transformation, potentiellement différente de celle de la variable expliquée. Palmquist *et al.* (1991) et Freeman (2003) proposent d'estimer un coefficient β_i pour la variable d'intérêt et un même coefficient β_z pour toutes les autres variables explicatives. Une alternative, que nous retiendrons, consiste à privilégier la flexibilité par rapport aux principales variables continues : le prix (variable expliquée), la distance à l'usine (variable d'intérêt) et la surface du logement (variable continue essentielle dans l'explication du prix du logement). En effet, aucun fondement théorique ou empirique ne semble justifier que les coefficients de la distance à l'usine et de la surface soient identiques, au vu de la nature très différente de ces variables. Nous proposerons donc plusieurs modèles Box-Cox : avec trois coefficients Box-Cox (chacun relatif à une de ces trois variables), avec seulement deux coefficients Box-Cox (un pour le prix et un pour la distance à l'usine – et une forme linéaire pour la surface), ou avec seulement un coefficient Box-Cox pour le prix – et une forme linéaire pour les autres variables continues.

Toujours à partir de données simulées, Kuminoff *et al.* (2010) reconsidèrent les résultats de Cropper *et al.* (1988) en tenant compte de l'augmentation de la taille des échantillons et de l'évolution de la nature des variables manquantes : il s'agit plutôt des caractéristiques de voisinage et non plus des caractéristiques intrinsèques du logement. En présence de variables spatiales omises, les biais d'estimation

augmentent dans les deux modèles quadratiques, mais ceux-ci restent les plus adaptés. Par ailleurs, Kuminoff *et al.* (2010) montrent que l'ajout d'effets spatiaux fixes plaide pour l'estimation de formes fonctionnelles flexibles. Cet ajout permet de prendre en compte une éventuelle hétérogénéité spatiale, c'est-à-dire l'existence de différents marchés de l'immobilier, suite par exemple à des effets de réputation d'une ville ou d'un quartier. Il permet ainsi de capter des variations du prix dues à des variables spatiales potentiellement omises. Kuminoff *et al.* (2010) montrent qu'en ajoutant des effets spatiaux fixes (indicatrices d'appartenance à une ville, *i.e.* *census tract*), les biais d'estimation dus aux variables spatiales omises disparaissent presque entièrement pour chaque forme fonctionnelle et la variance est réduite.

À partir de la forme fonctionnelle retenue, il est également possible d'estimer et de corriger l'autocorrélation spatiale. Différents modèles correspondant à différents types de dépendance spatiale peuvent être estimés : le modèle à retard spatial, celui à erreurs spatiales et le modèle de Kelejian-Prucha qui combine ces deux types de dépendance spatiale (cf. encadré 3).

Comparaison des modèles estimés, choix et robustesse des modèles retenus

De nombreux modèles emboîtés sont estimés par maximum de vraisemblance et comparés ; ils diffèrent quant à la prise en compte de l'autocorrélation spatiale et à leur forme fonctionnelle.

Le modèle le plus général dont nous partons est un modèle Box-Cox linéaire avec trois coefficients Box-Cox (β_p pour le prix, β_d pour la distance à l'usine et β_s pour la surface de l'habitation), des effets spatiaux fixes suivant Kuminoff *et al.* (2010) et de type Kelejian-Prucha, *i.e.* permettant un retard spatial et des erreurs spatiales (cf. encadré 3).

À partir de ce modèle général, nous considérons les modèles directement emboîtés qui correspondent, soit à une absence d'un ou des deux types de dépendance spatiale, soit à une forme fonctionnelle plus simple. Le numéro attribué aux modèles Box-Cox linéaires correspond au nombre de coefficients Box-Cox estimés. Nous notons par ailleurs « KP » le modèle Kelejian-Prucha, « retard » le modèle à retard spatial

19. Cropper *et al.* (1988), p. 668, traduction des auteurs.

et « erreurs » celui à erreurs spatiales et sans aucune mention le modèle sans dépendance spatiale. Le modèle général est, de ce fait, noté Box-Cox linéaire 3 KP.

Ainsi, en partant du modèle général Box-Cox linéaire 3 KP, nous considérons un modèle Box-Cox linéaire 3 avec seulement retard spatial (Box-Cox linéaire 3 retard) ou erreurs spatiales (Box-Cox linéaire 3 erreurs) ou sans dépendance spatiale (Box-Cox linéaire 3). Par ailleurs, nous considérons la forme linéaire Kelejian-Prucha, Log-linéaire Kelejian-Prucha, Log-log Kelejian-Prucha et la forme Box-Cox linéaire Kelejian-Prucha avec seulement deux

coefficients Box-Cox (Box-Cox linéaire 2 KP), un pour le prix et un pour la distance à l'usine, ou avec seulement un coefficient pour le prix (Box-Cox linéaire 1 KP)²⁰.

Le tableau 6 présente, à nombre de variables constant, la comparaison entre le modèle général et les modèles emboîtés. Les deux critères utilisés sont l'*Akaike Information Criterium* (AIC) et le test du maximum de

20. Les formes quadratiques ne sont pas retenues, car le jeu de variables devient trop grand en regard du nombre d'observations et la majorité des termes croisés ne sont pas significatifs (notamment ceux impliquant les variables d'intérêt).

Encadré 3

AUTOCORRÉLATION SPATIALE

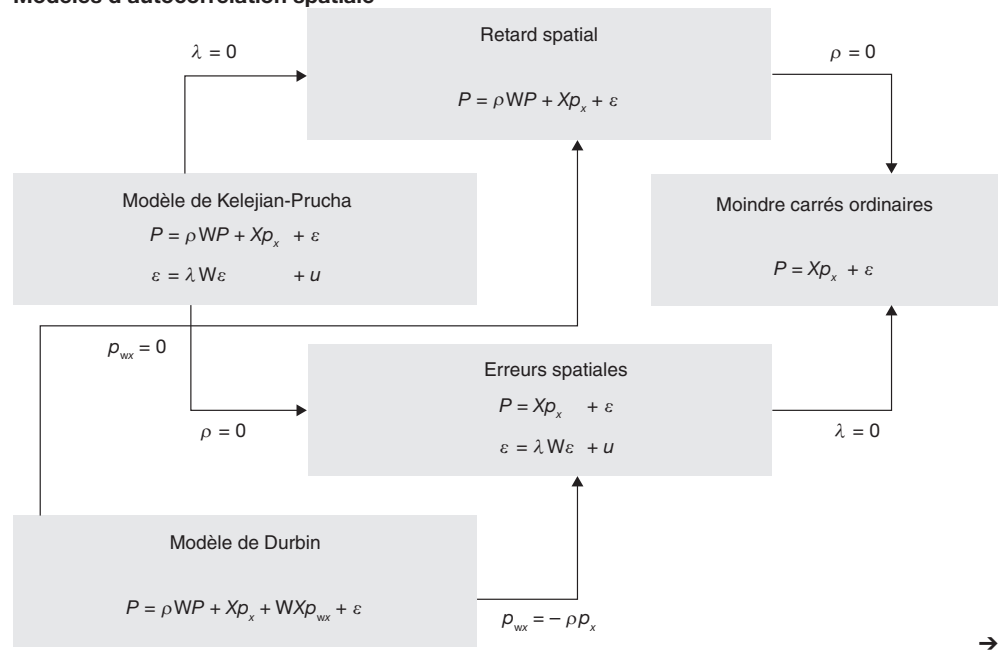
P désigne le vecteur de prix, Z la matrice des K variables explicatives, n le nombre d'observations et $W = (w_{ij})_{1 \leq i, j \leq n}$ la matrice de voisinage. Si les transactions i et j réalisées aux dates t_i et t_j sont distantes de d_{ij} , suivant Anselin (2002), le poids de la transaction j sur la transaction i est choisi comme $w_{ij} = \frac{1}{1 + d_{ij}}$ si $t_j < t_i$ et 0 sinon. Seules les transactions voisines ayant eu lieu dans les deux années passées sont supposées avoir un poids dans la transaction considérée. Les transactions

étant observées pendant les années paires, cette hypothèse garantit un nombre constant de voisins (sauf pour les premières transactions). La matrice de poids est enfin standardisée : chaque élément w_{ij} de la matrice est divisé par la somme totale de la ligne ($w'_{ij} = w_{ij} / \sum_j w_{ij}$).

Suivant Elhorst (2010), les liens entre les différents modèles permettant de tenir compte de l'autocorrélation spatiale peuvent être ainsi représentés (cf. figure) :

Figure

Modèles d'autocorrélation spatiale



Encadré 3 (suite)

Il existe un modèle encore plus général que ceux de Durbin et de Kelejian-Prucha : le modèle de Manski ($P = \rho WP + Z\psi + WZ\theta + \varepsilon$ avec $\varepsilon = \lambda W\varepsilon + v$). Mais il est difficile à interpréter : « les estimations des paramètres ne peuvent être interprétées car les effets endogènes $[Wz]$ et exogènes $[Wp]$ ne peuvent être distingués les uns des autres » (Elhorst, 2010), p. 14, traduction des auteurs.

Le modèle de Kelejian-Prucha combine retard spatial et erreurs spatiales. Le modèle de Durbin présente un retard spatial et également indirectement des erreurs

spatiales, puisqu'il permet de faire dépendre le prix d'un logement du prix des caractéristiques du voisinage. Mais il n'est pas ici estimable, précisément à cause de la multi-colinéarité introduite par les variables spatiales retardées. En effet, les variables spatiales retardées sont très corrélées avec les variables spatiales dont elles sont issues.

Le modèle le plus général en termes d'autocorrélation spatiale que nous retenons est donc le modèle de Kelejian-Prucha (KP).

Tableau 6
Comparaison des modèles

Près de Bordeaux	β_p	β_d	β_s	ρ	λ	N	ΔN	LV	AIC	LV-test
Référence initiale : Box-Cox Lin 3 KP	0,5	0,7	0,6	0,12	0,33	46		- 16 674	33 444	
Box-Cox Linéaire 3 retard	0,5	0,7	0,6	0,21	0	45	- 1	- 16 677	33 447	0,02
Box-Cox Linéaire 3 erreurs	0,5	0,8	0,6	0	0,43	45	- 1	- 16 676	33 444	0,12
Box-Cox Linéaire 3	0,5	0,8	0,6	0	0	44	- 2	- 16 681	33 453	0,00
Box-Cox Linéaire 2 KP	0,5	0,8	1	0,13	0,33	44	- 1	- 16 676	33 444	0,12
Box-Cox Linéaire 1 KP	0,5	1	1	0,13	0,33	44	- 2	- 16 676	33 442	0,29
Log-log KP	0	0	0	0,21	0,40	43	- 3	- 16 782	33 653	0,00
Log-linéaire KP	0	1	1	0,22	0,39	43	- 3	- 16 787	33 663	0,00
Linéaire KP	1	1	1	0,06	0,25	43	- 3	- 16 778	33 645	0,00
Référence résultante : Box-Cox Lin 1 KP	0,5	1	1	0,13	0,33	44		-16 676	33 442	
Box-Cox Linéaire 1 retard	0,5	1	1	0,21	0	43	- 1	-16 678	33 445	0,03
Box-Cox Linéaire 1 erreurs	0,5	1	1	0	0,43	43	- 1	-16 677	33 442	0,11
Box-Cox Linéaire 1	0,5	1	1	0	0	42	- 2	-16 682	33 452	0,00

Près de Dunkerque	β_p	β_d	β_s	ρ	λ	N	ΔN	LV	AIC	LV-test
Référence initiale : Box-Cox Lin 3 KP	0,5	1,8	- 1,5	0,23	0,28	41		-10 600	21 285	
Box-Cox Linéaire 3 retard	0,5	1,8	- 1,5	0,34	0	40	- 1	-10 601	21 285	0,11
Box-Cox Linéaire 3 erreurs	0,5	1,7	- 1,5	0	0,46	40	- 1	-10 602	21 287	0,04
Box-Cox Linéaire 3	0,5	1,7	- 1,5	0	0	39	- 2	-10 607	21 296	0,00
Box-Cox Linéaire 2 KP	0,5	1,7	1	0,24	0,25	40	- 1	-10 614	21 311	0,00
Box-Cox Linéaire 1 KP	0,5	1	1	0,24	0,25	39	- 2	-10 615	21 312	0,00
Log-log KP	0	0	0	0,38	0,16	38	- 3	-10 687	21 453	0,00
Log-linéaire KP	0	1	1	0,32	0,18	38	- 3	-10 690	21 459	0,00
Linéaire KP	1	1	1	0,18	0,29	38	- 3	-10 670	21 419	0,00
Référence résultante : Box-Cox Lin 3 retard	0,5	1,8	- 1,5	0,34	0	40		-10 601	21 285	
Box-Cox Linéaire 3	0,5	1,7	- 1,5	0	0	39	- 1	-10 607	21 296	0,00
Box-Cox Linéaire 2 retard	0,5	1,8	1	0,34	0	39	- 1	-10 615	21 311	0,00
Box-Cox Linéaire 1 retard	0,5	1	1	0,35	0	38	- 2	-10 616	21 312	0,00
Log-log retard	0	0	0	0,45	0	37	- 3	-10 687	21 452	0,00
Log-linéaire retard	0	1	1	0,38	0	37	- 3	-10 690	21 457	0,00
Linéaire retard	1	1	1	0,31	0	37	- 3	-10 671	21 420	0,00



vraisemblance²¹. Par souci de parcimonie, nous considérons comme directement concurrents les modèles qui ont l'AIC le plus faible et/ou la p-value du test du maximum de vraisemblance la plus élevée.

Ainsi, près de Bordeaux, le modèle général (Box-Cox linéaire 3 KP) est directement concurrencé par le modèle Box-Cox linéaire 1 KP selon les deux critères. Près de Dunkerque, le modèle général est concurrencé par le modèle Box-Cox linéaire 3 à retard spatial d'après le test du maximum de vraisemblance. Dans le cas de Rouen, le modèle général est concurrencé par le modèle Box-Cox linéaire 3 avec retard qui présente la p-value du test du maximum de vraisemblance la plus élevée et par le modèle Box-Cox linéaire 3 qui présente l'AIC le plus faible.

En prenant chacun de ces modèles concurrents à leur tour en référence, ce sont également les modèles directement emboîtés avec eux que nous considérons maintenant selon ces mêmes critères. Ainsi, les modèles retenus sont :

- pour Bordeaux, le modèle Box-Cox linéaire 3 Kelejian-Prucha, le modèle Box-Cox linéaire 1 Kelejian-Prucha et le modèle Box-Cox linéaire 1 à erreurs spatiales,

- pour Dunkerque, le modèle Box-Cox linéaire 3 Kelejian-Prucha et le modèle Box-Cox linéaire 3 à retard spatial,

21. Les tests du ratio de vraisemblance permettant de comparer les modèles de Kelejian-Prucha, de retard spatial, d'erreurs spatiales et des moindres carrés ordinaires sont asymptotiquement équivalents à ceux basés sur le multiplicateur de Lagrange, proposés par Anselin et al. (1996).

Tableau 6 (suite)

Près de Rouen	β_p	β_d	β_s	ρ	λ	N	ΔN	LV	AIC	LV-test
Référence initiale : Box-Cox Lin 3 KP	0,5	0,2	1,3	- 0,07	- 0,09	48		-6 588	13 281	
Box-Cox Linéaire 3 retard	0,5	0,2	1,3	- 0,10	0	47	- 1	-6 588	13 279	0,68
Box-Cox Linéaire 3 erreurs	0,5	0,2	1,3	0	- 0,16	47	- 1	-6 588	13 279	0,51
Box-Cox Linéaire 3	0,5	0,2	1,3	0	0	46	- 2	-6 588	13 277	0,60
Box-Cox Linéaire 2 KP	0,5	0,2	1	- 0,08	- 0,08	47	- 1	-6 588	13 279	0,48
Box-Cox Linéaire 1 KP	0,5	1	1	- 0,07	- 0,01	46	- 2	-6 592	13 284	0,02
Log-log KP	0	0	0	- 0,11	0,01	45	- 3	-6 644	13 386	0,00
Log-linéaire KP	0	1	1	- 0,06	0,04	45	- 3	-6 648	13 395	0,00
Linéaire KP	1	1	1	- 0,10	- 0,06	45	- 3	-6 633	13 364	0,00
Référence résultante 1 : Box-Cox Lin 3 retard	0,5	0,2	1,3	- 0,10	0	47		-6 588	13 279	
Box-Cox Linéaire 3	0,5	0,2	1,3	0	0	46	- 1	-6 588	13 277	0,36
Box-Cox Linéaire 2 retard	0,5	0,2	1	- 0,10	0	46	- 1	-6 588	13 277	0,50
Box-Cox Linéaire 1 retard	0,5	1	1	- 0,08	0	45	- 2	-6 592	13 282	0,02
Log-log retard	0	0	0	- 0,11	0	44	- 3	-6 644	13 384	0,00
Log-linéaire retard	0	1	1	- 0,05	0	44	- 3	-6 648	13 392	0,00
Linéaire retard	1	1	1	- 0,12	0	44	- 3	-6 633	13 362	0,00
Référence résultante 2 : Box-Cox Lin 3	0,5	0,2	1,3	0	0	46		-6 588	13 277	
Box-Cox Linéaire 2	0,5	0	1,0	0	0	45	- 1	-6 589	13 275	0,44
Box-Cox Linéaire 1	0,5	1	1	0	0	44	- 2	-6 592	13 280	0,02
Log-log	0	0	0	0	0	43	- 3	-6 644	13 382	0,00
Log-linéaire	0	1	1	0	0	43	- 3	-6 648	13 390	0,00
Linéaire	1	1	1	0	0	43	- 3	-6 634	13 361	0,00

Lecture : N : nombre de paramètres ; ΔN : écart avec le modèle de référence ; LV : log-vraisemblance. L'"Akaike Information Criterion" (AIC) permet de comparer les vraisemblances en tenant compte du nombre de paramètres estimés ($AIC = 2N - 2LV$). Le modèle expliquant le mieux le prix des logements est celui dont l'AIC est le plus faible. LV-test : p-value test du rapport de vraisemblance avec le modèle de référence. ($LV\text{-test} = 1 - F(2\Delta LV)$ où F est la fonction de répartition d'un χ^2 à ΔN degrés de liberté). Le modèle explique mieux le prix des logements que le modèle de référence auquel il est comparé de façon significative au seuil de 5 % si la p-value de ce test est supérieure à 0,05. Par souci de parcimonie, nous considérons comme directement concurrents (indiqués en grisé) les modèles qui ont l'AIC plus faible et/ou la p-value du test du maximum de vraisemblance la plus élevée. Près de Rouen, le modèle Box-Cox linéaire 2 à retard spatial aurait également pu être retenu, mais le test du maximum de vraisemblance le comparant au modèle Box-Cox linéaire 2 conduit à le rejeter. Champ : 1 389 transactions près de Bordeaux, 936 transactions près de Dunkerque, 571 transactions près de Rouen. Source : Notaires de France - Perval ; données complétées par le CETE Sud-Ouest et les auteurs.

- pour Rouen, le modèle Box-Cox linéaire 3 Kelejian-Prucha, le modèle Box-Cox linéaire 3 à retard spatial et les modèles Box-Cox linéaires 3 et 2²².

Nous estimons avec ces différents modèles la fonction de prix hédoniques (cf. tableaux 7 et 8) et les prix implicites (cf. tableau 9). Sur chacun des sites, les différents modèles présentent les mêmes signes et significativités des coefficients ; ils donnent une intensité des effets estimés comparables. Notre modélisation est donc robuste.

Effet des événements pouvant modifier la perception du risque

Les événements susceptibles de modifier la perception du risque (cf. tableau 1) sont supposés ne changer que de manière limitée la fonction de prix. Ceci est d'autant plus réaliste que l'exposition au risque industriel affecte seulement une partie des logements. Sous cette hypothèse, l'effet des événements pouvant modifier la perception du risque sur le prix peut être évalué par leur effet sur le prix implicite de l'éloignement aux usines.

Considérons alors dans un premier temps qu'il n'y a que deux zones, une zone exposée et une zone sûre. La zone exposée est traitée puisqu'elle est concernée par un événement modifiant la perception du risque, contrairement à la zone sûre qui correspond ainsi à un groupe de contrôle. La méthode de différence de différences (Greenstone et Gayer, 2009) peut alors être appliquée : il s'agit de comparer les différences de prix entre la zone exposée et la zone sûre – *i.e.* le prix implicite de la localisation dans la zone exposée – avant et après l'événement. Cela nécessite de croiser la variable de localisation en zone exposée avec une indicatrice indiquant si la transaction a eu lieu avant ou après l'événement et d'ajouter une indicatrice avant ou après l'événement²³.

Cette méthode peut être adaptée au cas où, comme dans cette étude, l'exposition au risque est mesurée non pas par une variable binaire d'appartenance à une zone mais par une variable continue : la distance aux usines. Il n'y a plus deux groupes mais une multitude de groupes qui sont traités d'autant plus intensément qu'ils sont proches des usines. Il s'agit de comparer le prix implicite de l'éloignement aux usines avant et après l'événement. Pour ce faire, nous procédons par analogie avec le cas discret et suivant

McMillen et McDonald (2004) et Travers *et al.* (2009) : la variable de distance aux usines est croisée avec les indicatrices indiquant si la transaction a eu lieu après chaque événement²⁴ et ces indicatrices sont par ailleurs simplement ajoutées comme variables explicatives²⁵.

Résultats

Les tableaux 7 à 9 présentent les estimations de la fonction de prix hédoniques obtenues avec les différents modèles retenus (section Modèle *supra*) et permettent de souligner la robustesse des résultats de cette estimation.

Les déterminants du prix des logements

Caractéristiques intrinsèques

Sans surprise, le prix d'une maison augmente avec la surface habitable²⁶, la surface de terrain, le nombre de pièces, de salles de bains ou de parkings (cf. tableau 7). Les maisons en meilleur état ou construites il y a moins de cinq ans sont également plus chères, de même que celles qui possèdent annexes, dépendances ou piscine.

Caractéristiques de localisation

Les variables décrivant le voisinage (proximité d'un marché, d'une pharmacie, d'un commerce d'alimentation, d'une école primaire,

22. Le modèle Box-Cox linéaire 2 à retard spatial aurait également pu être retenu, mais le test du maximum de vraisemblance le comparant au modèle Box-Cox linéaire 2 conduit à le rejeter.

23. L'interprétation des résultats est conditionnée au fait qu'aucun événement concomitant ne modifie le prix des logements en fonction de leur distance à l'usine. Les centres d'études techniques de l'équipement et les acteurs locaux interrogés n'ont signalé aucun événement de cette nature.

24. Ainsi, par exemple, pour un événement ayant eu lieu une année paire, deux indicatrices valant 1 ou 0 selon que la transaction a eu lieu respectivement avant ou après cette date sont croisées avec la variable de distance aux usines et l'une de ces indicatrices est simplement ajoutée comme variable explicative. Pour les événements ayant eu lieu des années impaires, il n'est pas nécessaire d'utiliser la date précise de l'événement. En effet, comme les transactions disponibles ont été réalisées pendant des années paires, il suffit de créer des indicatrices avant et après l'année impaire considérée.

25. Pour tenir compte de l'évolution générale des prix, nous ajoutons une tendance temporelle en introduisant le nombre de jours entre la transaction et le début de la période d'étude dans la régression. Les prix auraient également pu être actualisés avec l'indice du prix des logements anciens corrigé des variations saisonnières. Mais cet indice, calculé par l'Insee, est établi à l'aide des données Perval sur l'ensemble de la France et n'est pas forcément adapté aux marchés immobiliers des sites considérés.

26. Sur Dunkerque, le signe associé à la surface habitable est négatif, ce qui paraît contre-intuitif. En réalité il n'en est rien : le paramètre de Box-Cox est négatif et vaut - 1,5 ; quand S augmente S^(-1,5) diminue.

d'un collège ou un lycée, d'un arrêt de bus ou d'un parc urbain) n'ont, dans l'ensemble, pas d'effet significatif. Les trois zones étudiées se situant en périphérie d'agglomération, parfois à la limite avec la zone rurale (comme près de Bordeaux ou de Rouen), il n'est pas étonnant que la proximité de ces équipements s'accompagne de nuisances associées à la densité et aux infrastructures de transport, d'autant qu'ils restent facilement accessibles à toutes les personnes, majoritaires, dotées d'une voiture.

Près de Dunkerque et de Rouen, le prix des logements diminue avec l'éloignement au centre-ville. Près de Rouen, pour les communes de la rive gauche de la Seine (Hautot-sur-Seine, Sahurs et Val-de-la-Haye), la proximité au bac de La Bouille (cf. carte III) est également appréciée.

Le bac permet en effet de rejoindre la voie rapide qui, depuis Grand-Couronne, atteint Rouen par le sud (sur la rive droite de la Seine)²⁷.

Enfin, certaines communes semblent plus appréciées que d'autres²⁸. Près de Bordeaux, c'est la petite commune de Saint-Aubin-de-Médoc, le village nature, qui attire les cadres de

27. Rive droite, la proximité au centre-ville n'a pas d'effet, probablement car nous ne contrôlons pas par la distance à la voie rapide. En effet, les résidents de Petit-Couronne rejoignent volontiers Rouen par le nord de la zone d'étude, par la voirie classique, alors que ceux de Grand-Couronne et Moulineaux rejoignent plutôt Rouen par le sud, via la voie rapide. Il est fort probable que l'effet de la distance au centre-ville corresponde à la résultante de ces deux effets qui se compensent.

28. Le nombre relativement limité d'observations sur Rouen, combiné avec le grand nombre d'indicatrices spatiales, empêche d'estimer des indicatrices par commune.

Tableau 7
L'effet des caractéristiques intrinsèques sur le prix du logement
(extrait de la régression hédonique)

Modèle Box-Cox Lin	Bordeaux			Dunkerque		Rouen			
	3 KP	1 KP	1 erreurs	3 KP	3 retard	3 KP	3 retard	3	2
Surface habitable	+++	+++	+++	---	---	+++	+++	+++	+++
Surface de terrain	+++	++	+++	+++	+++	+++	+++	+++	+++
État									
bon	n.s.	n.s.	n.s.	+++	+++	++	++	+	++
moyen	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
vieux	---	---	---	---	---	---	---	---	---
Pièces									
moins de 3	---	---	---	---	---	---	---	---	---
4	---	---	---	---	---	---	---	---	---
5	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
6	n.s.	n.s.	+	++	++	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
7 ou plus	+	+	++	++	++	++	++	++	++
Salles de bain									
1	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
2	+++	+++	+++						
2 ou plus				+++	+++	+++	+++	+++	+++
3 ou plus	+++	+++	+++						
Parkings									
0	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
1	+	+	+	+			+	+	+
2 ou plus	+++	+++	+++			++	++	++	++
Moins de 5 ans	+++	+++	+++						
Locaux annexes	n.s.	n.s.	n.s.	+++	+++	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
Dépendances	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
Cave	n.s.	n.s.	n.s.	-	-	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
Sous-sol	+++	+++	+++	--	--	+++	+++	+++	+++
Grenier	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
Terrasse	n.s.	n.s.	n.s.			+	+	n.s.	n.s.
Piscine	+++	+++	+++						

Lecture : « n.s. » : non significativement distinct de zéro. +, ++, +++ et -, --, --- : significativement positif (négatif) aux seuils de 5 %, 1 % et 0,1 %.

Champ : 1 389 transactions d'achat-vente de maisons près de Bordeaux, 936 transactions d'achat-vente de maisons près de Dunkerque, 571 transactions d'achat-vente de maisons près de Rouen.

Source : Notaires de France-Perval ; données complétées par les CETE Sud-Ouest, Nord-Picardie, Normandie-Centre et les auteurs.

l'aérospatiale bordelais tandis que près de Rouen, l'accessibilité de la rive gauche prime sur le cadre bucolique de la rive droite. Dans le département du Nord, c'est la ville-centre de Dunkerque qui a la faveur des habitants.

Distance aux usines

Sur le site de Dunkerque, la proximité aux installations Seveso fait diminuer le prix du logement. Sur le site de Rouen, c'est la proximité des installations autorisées qui fait diminuer le prix du logement. En effet, sur ce site, les ménages perçoivent davantage les nuisances générées par les installations autorisées. Tout d'abord, les logements sont plus proches de ces installations que des installations Seveso (cf. tableau 3). Par ailleurs, les installations autorisées, bien que moins dangereuses, peuvent néanmoins être associées à des nuisances plus importantes que les installations à servitude. Ainsi, les dépôts de ferraille à Grand-Couronne, Moulineaux et Petit-Couronne génèrent des nuisances sonores, l'usine de production de chaleur à Grand-Couronne des nuisances olfactives.

La vue sur les usines ou la localisation dans une zone administrative de gestion du risque – plan particulier d'intervention (PPI), zone de maîtrise de l'urbanisation (zones Z1 et Z3) – n'ont pas d'effet additionnel significatif sur le prix des logements. Ce sont en effet des zones administratives dont les futurs acquéreurs n'ont pas forcément connaissance : même dans les cas où l'information a été communiquée par les autorités, comme c'est le cas pour le plan particulier d'intervention²⁹, il faut être résident dans la zone au moment de la diffusion publique pour être informé.

Le site de Bordeaux est particulier puisqu'au contraire, la proximité de la poudrerie fait augmenter le prix du logement. Comme mentionné en introduction, le risque industriel n'est quasiment pas perçu. Anstine (2003) montre que le risque industriel, s'il n'est pas visible, perçu par des odeurs ou par une pollution de l'air, n'affecte pas le prix de l'immobilier. Ici, la proximité de la poudrerie est même valorisée,

29. Une plaquette d'information a été diffusée en 2006 près de Dunkerque et en 2007 près de Rouen (cf. tableau 1).

Tableau 8
L'effet des caractéristiques intrinsèques et du temps sur le prix du logement
(extrait de la régression hédonique)

Modèle Box-Cox Lin	Bordeaux			Dunkerque		Rouen			
	3 KP	1 KP	1 erreurs	3 KP	3 retard	3 KP	3 retard	3	2
Marché à 500 m	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
Pharmacie à 250 m	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	- -	- -	- -	- -
Alimentation à 250 m	-	-	-	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
École primaire à 500 m	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
Collège ou lycée à 500 m	n.s.	n.s.	n.s.	- - -	- - -	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
Arrêt du bus à 250 m	n.s.	n.s.	n.s.	- - -	- - -	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
Parc urbain à 500 m	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
Distance au centre-ville	n.s.	n.s.	n.s.	- -	- -				
Dist. au centre-ville (rive droite)						n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
Dist. au centre-ville (rive gauche)						- -	- -	- -	- -
Dist. au bac (rive gauche)						- - -	- - -	- -	- -
Commune/aire									
Le Haillan	n.s.	n.s.	n.s.						
Le Taillan-Médoc	n.s.	n.s.	n.s.						
Martignas-sur-Jalles	n.s.	n.s.	n.s.						
Mérignac	n.s.	n.s.	n.s.						
Saint-Aubin-de-Médoc	+++	+++	+++						
Saint-Médard-en-Jalles	réf.	réf.	réf.						
Coudekerque-Branche				réf.	réf.				
Dunkerque				++	++				
Fort-Mardyck				+	+				
Saint-Pol-sur-Mer				n.s.	n.s.				
Rive gauche						+++	+++	+++	+++
Rive droite						réf.	réf.	réf.	réf.



probablement parce que les alentours de l'usine sont caractérisés par un cadre verdoyant et particulièrement calme.

Le prix implicite de l'éloignement aux industries

Sauf dans certains modèles bien spécifiques, tels que le modèle linéaire, le prix implicite varie

d'une maison à l'autre, et donc d'un ménage à l'autre. Le tableau 9 fournit les quartiles de la distribution du prix implicite de l'éloignement aux installations industrielles dangereuses sur l'ensemble de la période d'étude sur les sites de Dunkerque et Rouen.

Le prix implicite peut s'interpréter comme le consentement marginal à payer pour s'éloigner d'un mètre des usines (cf. encadré 2).

Tableau 8 (suite)

Distance aux usines(*)	-	-	-	+++	+++	+++	+++	+++	+++
Après accident AZF	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
Après loi Bachelot	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
Après création CLIC				n.s.	n.s.	+	+	+	+
Après révision PPI				n.s.	n.s.				
Après diffusion PPI						n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
Après accident local						n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
Après accident d'AZF	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	-	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
Après loi Bachelot	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
Après création du CLIC				+	+	+	+	+	+
Après révision du PPI				+	+				
Après communication du PPI						n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
Zone soumise au PPI				n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
Zone Z1						n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
Zone Z3						n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
Vue sur les usines						n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
Tendance temporelle	+++	+++	+++	+++	+++	+++	+++	+++	+++

Lecture : « n.s. » : non significativement distinct de zéro ; +, ++, +++ et -, --, --- : significativement positif (négatif) aux seuils de 5 %, 1 % et 0,1 % ; (*) : la distance aux usines correspond à la distance aux installations Seveso près de Dunkerque et à la distance aux installations autorisées près de Rouen.

Champ : 1 389 transactions d'achat-vente de maisons près de Bordeaux, 936 transactions d'achat-vente de maisons près de Dunkerque, 571 transactions d'achat-vente de maisons près de Rouen.

Source : Notaires de France - Perval ; données complétées par les CETE Sud-Ouest, Nord-Picardie, Normandie-Centre et les auteurs.

Tableau 9
Prix implicites

Quartiles	1 ^{er}	2 ^e	3 ^e	1 ^{er}	2 ^e	3 ^e
	En euros / m			En % / 100 m		
Modèle Box-Cox linéaire	Dunkerque					
3 Kelejian Prucha	5,7	10,3	15,0	0,6	1,0	1,6
3 retard	6,3	11,3	16,8	0,6	1,1	1,8
Modèle Box-Cox linéaire	Rouen					
3 Kelejian Prucha	11,9	17,2	23,8	0,9	1,5	2,4
3 retard	11,8	16,9	23,4	0,9	1,5	2,3
3	12,2	17,7	24,6	1,0	1,5	2,3
2	12,2	17,8	24,7	1,0	1,5	2,4

Lecture : un éloignement additionnel d'un mètre d'une installation Seveso près de Dunkerque (respectivement autorisée près de Rouen) augmente en médiane le prix du logement d'une dizaine d'euros ; un éloignement additionnel de 100 mètres augmente en médiane le prix du logement de 1 % près de Dunkerque et de 1,5 % près de Rouen. Les disparités entre les montants des prix implicites des deux sites peuvent traduire des différences en termes de perceptions du risque mais aussi de marchés immobiliers locaux.

Champ : 936 transactions d'achat-vente de maisons près de Dunkerque, 571 transactions d'achat-vente de maisons près de Rouen.

Source : Notaires de France - Perval.

Le consentement à payer médian pour s'éloigner d'un mètre de plus d'une installation Seveso près de Dunkerque ou autorisée près de Rouen est ainsi de l'ordre d'une dizaine d'euros (cf. tableau 9). Le consentement à payer médian pour s'éloigner de 100 mètres de plus représente 1 % du prix du logement près de Dunkerque et 1,5 % près de Rouen. Ces ordres de grandeur sont conformes aux autres études portant sur ce type d'industries (cf. tableau 5).

Ces valeurs peuvent être biaisées à cause de l'autosélection sur le marché du logement. Par exemple, les ménages averses au risque ont un consentement marginal à payer plus élevé pour s'éloigner de la source du risque et s'installent donc plus loin des industries dangereuses. Bien que le périmètre d'étude soit étendu (cf. tableau 3), le fait qu'il soit centré autour des usines peut induire une sous-estimation du consentement marginal à payer pour s'éloigner des usines.

L'absence d'effet des événements liés au risque

Les dispositifs d'information, les incidents, la catastrophe d'AZF ou la mise en place du régime d'assurance des catastrophes technologiques ne modifient pas significativement le prix implicite de la proximité des installations industrielles (cf. tableau 8). Seule la création du Comité local d'information et de concertation (CLIC) semble augmenter le consentement à payer des ménages pour s'éloigner des installations autorisées près de Rouen ; cette création est sans effet près de Dunkerque.

Les dispositifs d'information

Le faible impact des dispositifs d'information s'explique en partie par la modeste participation des riverains à ces comités. L'appartenance à la zone du plan particulier d'intervention est également sans effet significatif, probablement parce que le futur acquéreur peut ne pas en être informé. Par ailleurs, ces dispositifs administratifs combinent information et prévention. Or, les mesures de prévention annoncées peuvent rassurer et ainsi compenser l'effet de révélation du risque.

La catastrophe d'AZF

L'absence d'effets significatifs de l'accident d'AZF confirme les résultats de Travers *et al.* (2009) relatifs au site de Port-Jérôme (Seine-Maritime).

Sur le site de Rouen est pourtant installée Grande Paroisse Normandie. Cette usine a une activité similaire à celle d'AZF et appartient à la même société, Grande Paroisse (filiale du groupe Total). Cette présence aurait ainsi pu augmenter la sensibilisation de la population aux dangers liés aux industries dangereuses suite à la catastrophe d'AZF en 2001.

La loi Bachelot et la mise en place du régime d'assurance des catastrophes technologiques

Le système d'assurance améliore la couverture des ménages ; sa création en 2003 devrait donc diminuer le prix implicite de l'éloignement aux usines. La garantie contre les catastrophes technologiques est obligatoirement incluse dans les contrats d'assurance habitation, largement souscrite par les ménages métropolitains (Calvet et Grislain-Létrémy, 2011). Cependant, la couverture offerte par cette garantie est restreinte, puisqu'elle se limite à l'immobilier de la résidence principale, et probablement même méconnue, car les ménages ignorent souvent le détail de leur contrat d'assurance. Cette méconnaissance est d'autant plus probable que la prime catastrophes technologiques, incluse dans la prime d'assurance habitation, correspond à quelques euros par an. Par ailleurs, les ménages, même s'ils étaient informés de la loi de 2003, ont pu être davantage sensibilisés à d'autres mesures plus médiatisées de la loi.

* *
*

Cette étude montre que les prix sont plus bas à proximité des usines sur les sites de Dunkerque et de Rouen, mais pas sur le site de Bordeaux. Ainsi l'effet de la proximité d'industries dangereuses sur le prix des logements dépend du type d'activité industrielle, de l'historique du site ainsi que du marché local de l'immobilier. Par ailleurs, les résultats suggèrent que la diminution du prix des logements du fait de leur proximité aux industries dangereuses n'est modifiée ni par les incidents locaux, ni par les dispositifs d'information, ni par la mise en place d'un régime d'assurance.

Ces résultats fournissent des premières indications quant à l'effet des PPRT sur l'immobilier à proximité des installations industrielles. Un PPRT peut révéler le risque, mais les résultats de cette étude suggèrent que l'effet d'une

révélation du risque sur le prix de l'immobilier sera faible³⁰.

Par ailleurs, la mise en place d'un PPRT pourrait modifier à la hausse le prix de l'immobilier par trois autres mécanismes. Tout d'abord, la décision dans le cadre du PPRT de mesures supplémentaires de réduction du risque par l'industriel diminuerait l'exposition des riverains et revaloriserait leurs biens. De plus, le PPRT pourrait impliquer une interdiction de construire dans des zones très exposées. Cette interdiction de construire, en raréfiant l'offre future de logements et surtout en garantissant l'absence de nouveaux voisins, pourrait augmenter le prix des biens situés dans la zone circonscrite d'interdiction de construire. Enfin, l'expropriation de certains ménages pourrait également augmenter la pression foncière dans les zones exposées et même au-delà. Cependant, au vu du nombre très restreint de ménages concernés, ces deux derniers effets sont sans doute négligeables en comparaison de la valorisation des mesures de prévention.

Ainsi, l'effet net de la mise en place des PPRT sur le prix de l'immobilier pourrait

correspondre à une hausse ou à une baisse du prix de l'immobilier à proximité des industries dangereuses. L'effet net pourrait également être nul, comme pour les plans de prévention des risques naturels (Deronzier et Terra, 2006). Une analyse approfondie quelques années après la mise en œuvre de nombreux PPRT dans des zones urbanisées sera nécessaire pour estimer leur effet sur l'immobilier.

Une analyse de l'impact des PPR (Plan de prévention des risques) est d'autant plus utile pour les risques industriels que la présence de l'industrie responsable du risque complique l'acceptabilité des politiques de prévention. Le pouvoir de négociation entre le maire et l'industriel détermine la répartition des coûts et bénéfices de ces mesures de prévention et donc l'importance des efforts consentis par les populations et les communes (Grislain-Letremy et Villeneuve, 2011). Cette répartition est ainsi un sujet sensible et important. Dans le cas des PPRT, la répartition des coûts directs est définie en amont, puisque chaque plan est financé par une convention tripartite entre l'État, les collectivités locales et l'industriel dont les modalités sont décidées au terme de négociations entre ces acteurs. Mais la répartition d'autres coûts plus indirects, tels que l'impact sur le prix des logements exposés, n'est pas tranchée, d'où l'inquiétude de certains acteurs locaux. □

30. Par ailleurs, le PPRT apportant une information qui sera inéluctablement révélée à terme, cette potentielle diminution du prix n'affecterait dans tous les cas que le propriétaire au moment de cette révélation.

BIBLIOGRAPHIE

Anselin L. (2002), « Under the Hood. Issues in the Specification and Interpretation of Spatial Regression Models », *Agricultural Economics*, n° 27, pp. 247-267.

Anselin L., Bera A.K., Florax R. et Yoon M.J. (1996), « Simple Diagnostic Tests for Spatial Dependence », *Regional Science and Urban Economics*, n° 26, pp. 77-104.

Anstine J. (2003), « Property Values in a Low Populated Area when Dual Noxious Facilities are Present », *Growth and Change*, n° 34, pp. 345-358.

Baudry M. et Maslionskaïa-Pautrel M. (2011), « Une Remise en Cause de la Méthode des Prix Hédoniques en Présence d'une Segmentation de Marché », *Revue Économique*, n° 62, pp. 567-578.

Bin O., Kruse J.B. et Landry C.E. (2008), « Flood Hazards, Insurance Rates, and Amenities : Evidence from the Coastal Housing Market », *Journal of Risk and Insurance*, n° 75, pp. 63-82.

Box G.E.P. et Cox D.R. (1964), « An Analysis of Transformations », *Journal of the Royal Statistical Society*, n° 26, pp. 211-252.

Boxall P.C., Chan W.H. et McMillan M.L. (2005), « The Impact of Oil and Natural Gas Facilities on Rural Residential Property Values : A Spatial Hedonic Analysis », *Resource and Energy Economics*, n° 27, pp. 248-269.

Calvet L. et Grislain-Letremy C. (2011), « L'assurance habitation dans les départements d'Outre-mer : une faible souscription », *Économie et Statistique*, n° 447, pp. 57-70.

- Carroll T.M., Clauretie T., Jensen J. et Waddoups M. (1996)**, « The Economic Impact of a Transient Hazard on Property Values : The 1988 PEPCON Explosion in Henderson, Nevada », *Journal of Real Estate Finance and Economics*, n° 13, pp. 143-167.
- Cassel E. et Mendelsohn R. (1985)**, « The Choice of Functional Forms for Hedonic Price Equations : Comment », *Journal of Urban Economics*, n° 18, pp. 135-142.
- Chabbal J. (2005)**, « Le Risque Invisible, la Non-émergence d'un Problème Public », *Politix*, n° 18, pp. 169-195.
- Clark D.E. et Nieves L.A. (1994)**, « An Interregional Hedonic Analysis of Noxious Facility Impacts on Local Wages and Property Values », *Journal of Environmental Economics and Management*, n° 27, pp. 235-253.
- Cropper M.L., Deck L.B. et McConnell K.E. (1988)**, « On the Choice of Functional Form for Hedonic Price Functions », *Review of Economics and Statistics*, n° 70, pp. 668-675.
- Deronzier P. et Terra S. (2006)**, « Bénéfices économiques de la protection contre le risque d'inondation », *Document de travail de la Direction des études économiques et de l'évaluation environnementale*, Série Études 06-E05 Numéro 5.
- Elhorst J.P. (2010)**, « Applied Spatial Econometrics : Raising the Bar », *Spatial Economic Analysis*, n° 5, pp. 9-28.
- Farber S. (1998)**, « SURVEY Undesirable Facilities and Property Values : A Summary of Empirical Studies », *Ecological Economics*, n° 24, pp. 1-14.
- Flower P.C. et Ragas W.R. (1994)**, « The Effects of Refineries on Neighborhood Property Values », *Journal of Real Estate Research*, n° 9, pp. 319-338.
- Freeman A.M. (2003)**, *The Measurement of Environmental and Resource Values : Theory and Methods*, chapter « Property Value Models », Resources for the Future, 2003
- Gayer T., Hamilton J.T. et Viscusi, W.K. (2000)**, « Private Values of Risk Tradeoffs at Superfund Sites : Housing Market Evidence on Learning about Risk », *Review of Economics and Statistics*, n° 82, pp. 439-451.
- Greenstone M. et Gayer T. (2009)**, « Quasi-experimental and Experimental Approaches to Environmental Economics », *Journal of Environmental Economics and Management*, n° 57, pp. 21-44.
- Grislain-Letrémy C. et Villeneuve B. (2011)**, « Natural and Industrial Disasters : Land Use and Insurance », *Cahier de la Chaire Finance et Développement Durable*, n° 45.
- Harrison D.M., Smersh G.T., Arthur L. et Schwartz J. (2001)**, « Environmental Determinants of Housing Prices : The Impact of Flood Zone Status », *Journal of Real Estate Research*, n° 21.
- Kohlhase J.E. (1991)**, « The Impact of Toxic Waste Sites on Housing Values », *Journal of Urban Economics*, n° 30, pp. 1-26.
- Kuminoff N.V., Parmeter C.F. et Pope J.C. (2010)**, « Which Hedonic Models Can We Trust to Recover the Marginal Willingness to Pay for Environmental Amenities ? », *Journal of Environmental Economics and Management*, n° 60, pp. 145-160.
- Maani, S.A. (1991)**, « Risk and Information : A Hedonic Price Study in the New Zealand Housing Market », *Economic Record*, n° 67, pp. 227-236.
- MacDonald D.N., White H.L., Taube P.M. et Huth, W.L. (1990)**, « Flood Hazard Pricing and Insurance Premium Differentials : Evidence from the Housing Market », *Journal of Risk and Insurance*, n° 57, pp. 654-663.
- Martinais E. (2007)**, « L'Administration des risques industriels : entre renouvellement et stabilité », *Regards sur l'Actualité*, La Documentation Française, pp. 25-37.
- Maslianskaïa-Pautrel M. (2009)**, « La Valorisation de la qualité de l'air par l'approche hédonique : une revue de la littérature », *Revue française d'économie*, vol. 23, n° 3, pp. 109-160.
- McMillen D.P. et McDonald J. (2004)**, « Reaction of House Prices to a New Rapid Transit Line : Chicago's Midway Line, 1983-1999 », *Real Estate Economics*, n° 32, pp. 463-486.
- Morgan A. (2007)**, « The Impact of Hurricane Ivan on Expected Flood Losses, Perceived Flood Risk, and Property Values », *Journal of Housing Research*, n° 16, pp. 47-60.

Palmquist R.B. (1991), « Hedonic methods », dans *Measuring the Demand for Environmental Quality*, J. B. Braden et C. D. Kolstad eds., Amsterdam, North-Holland, pp. 77-120.

Picard P. et Chemarin S. (2004), « Appréhension et Prévention des Risques Industriels », *Technical Report*, Cepremap.

Rosen S. (1974), « Hedonic Prices and Implicit Markets : Product Differentiation in Pure

Competition », *Journal of Political Economy*, n° 82, pp. 34-55.

Sauvage L. (1997), *L'Impact du Risque Industriel sur l'Immobilier*. Association des Etudes Foncières.

Travers M., Bonnet, E., Chevé M. et Appéré G. (2009), « Risques industriels et zone naturelle estuarienne : une analyse hédoniste spatiale », *Économie et Prévision*, n° 4-5, pp. 136-158.

Tableau A1
Statistiques descriptives des caractéristiques intrinsèques des logements

Variable (unité) Sites				
Prix ttc au 1 ^{er} janvier 2009 (en euros)				
	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Bordeaux	242 727	98 100	31 887	788 572
Dunkerque	125 920	42 358	13 399	332 241
Rouen	146 054	63 802	12 159	570 817
Maison ou appartement (en %)				
	Maison		Appartement	
Bordeaux	83		17	
Dunkerque	87		13	
Rouen	72		28	
Moins ou plus de 5 ans (en %)				
	Moins de 5 ans		Plus de 5 ans	
Bordeaux	23		77	
Dunkerque	3		97	
Rouen	22		78	
État (*) (en %)				
	Bon	Travaux à prévoir		À rénover
Bordeaux	91	7		2
Dunkerque	72	23		5
Rouen	80	13		7
Surface habitable (°)(en m²)				
Bordeaux	108	42	19	350
Dunkerque	96	27	27	300
Rouen	87	35	30	300
Nombre de pièces (*) (en nb)				
Bordeaux	4,6	1,5	0	10
Dunkerque	4,7	1,3	0	13
Rouen	4,4	1,6	0	11
Nombre de salles de bains (en nb)				
Bordeaux	1,3	0,5	0	6
Dunkerque	-	-	-	-
Rouen	1,2	0,4	0	3
Nombre de logements (en nb)				
	Sans parking	1 parking	2 ou plus	
Bordeaux	357	1196	233	
Dunkerque	1108	77	11	
Rouen	218	407	211	
Présence d'une terrasse, balcon ou loggia (en %)				
	Oui		Non	
Bordeaux	19		81	
Dunkerque	4		96	
Rouen	15		85	
Présence d'un ascenseur (en %)				
	Oui		Non	
Bordeaux	3		97	
Dunkerque	5		95	
Rouen	4		96	
Présence d'une piscine (en %)				
	Oui		Non	
Bordeaux	12		88	
Dunkerque	0		100	
Rouen	0		100	



Tableau A1 (suite)

Présence de dépendances (en %)	Oui	Non
Bordeaux	9	91
Dunkerque	13	87
Rouen	15	85
Surface de terrain		
Bordeaux	Médiane : 800	
Dunkerque	-	
Rouen	Médiane : 493	

Lecture : (*) les chambres de bonne sont considérées comme n'ayant aucune pièce ; (♦) la moitié des observations sur le site de Bordeaux ne sont pas renseignées quant à l'état du logement ; (†) la surface imputée aux observations correspondant aux valeurs manquantes est la moyenne de la surface des cinq plus proches voisins ayant le même nombre de pièces.

Champ : 2 006 observations pour le site de Bordeaux, 1 301 pour celui de Dunkerque et 874 pour celui de Rouen.

Source : Notaires de France-Perval ; données recueillies et standardisées par les CETE Normandie-Centre, Nord-Picardie, Sud-Ouest.

Tableau A2
Statistiques descriptives des caractéristiques de localisation

Variable (unité) Sites				
Proximité du centre et des services (commerces et services publics)				
Distance au centre ville de la principale agglomération (m)				
	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Bordeaux	11 340	2 551	6 380	18 830
Dunkerque	2 587	951	1 340	5 650
Rouen	10 260	2 549	7 346	15 900
Distance à la place du marché				
	< 500 m		≥ 500 m	
Bordeaux	24		76	
Dunkerque	28		72	
Rouen	21		79	
Distance à une pharmacie				
	< 250 m		≥ 250 m	
Bordeaux	21		79	
Dunkerque	47		53	
Rouen	25		75	
Distance à un commerce d'alimentation				
	< 250 m		≥ 250 m	
Bordeaux	23		77	
Dunkerque	69		31	
Rouen	43		57	
Distance à un arrêt de bus				
	< 250 m	entre 250 m et 400 m		≥ 400 m
Bordeaux	52	22		26
Dunkerque	86	10		4
Rouen	75	22		3
Distance à un parc urbain				
	< 500 m		≥ 500 m	
Bordeaux	37		63	
Dunkerque	72		28	
Rouen	24		76	
Distance à un établissement maternel ou primaire				
	< 500 m		≥ 500 m	
Bordeaux	34		66	
Dunkerque	92		8	
Rouen	31		69	
Distance à un établissement secondaire				
	< 500 m		≥ 500 m	
Bordeaux	14		86	
Dunkerque	51		49	
Rouen	26		74	
Exposition au risque industriel				
Distance à l'installation industrielle Seveso la plus proche (m)				
	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Bordeaux	4 626	1 922	532	10 379
Dunkerque	1 680	907	41	4 084
Rouen	1 323	903	64	5 142
Distance à l'installation industrielle autorisée la plus proche (m)				
	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Bordeaux	1 778	1 027	49	5 279
Dunkerque	1 294	611	188	3 452
Rouen	892	564	64	2 884
Appartenance aux zones Z1, Z2 et Z3 (%)				
Bordeaux	Non pertinent			
Dunkerque	En dehors : 100			
Rouen	Z1 : 4 ;	Z2 : 3 ;	en dehors : 93	



Tableau A2 (suite)

Appartenance à la zone du plan particulier d'intervention (%)					
	Oui		Non		
Bordeaux	1		99		
Dunkerque	28		72		
Rouen	77		23		
Vue sur l'installation industrielle					
Rouen	90		10		
Exposition à d'autres risques ou nuisances					
Servitudes ou PàC (*) pour : (%)	risque naturel		ou autre		
	Oui	Non	Oui	Non	
	Bordeaux	3	97	0	100
	Dunkerque	Non pertinent		0	100
	Rouen	3	97	18	82
Zone de pollution accidentelle résiduelle (%)					
	Oui		Non		
Bordeaux			Non pertinent		
Dunkerque			Non pertinent		
Rouen	4		96		
Exposition sonore à une infrastructure de transport (%)					
	Terrestre		Aérien (*)		
	Oui	Non	Oui	Non	
Bordeaux	2	98	13	87	
Dunkerque	37	63	Non pertinent		
Rouen	32	68	Non pertinent		
Appartenance à une zone de protection naturelle (%)					
	Oui		Non		
Bordeaux	1		99		
Dunkerque			Non pertinent		
Rouen	7		93		
Appartenance à une zone de servitude d'un monument historique (%)					
	Oui		Non		
Bordeaux	0		100		
Dunkerque	3		97		
Rouen	37		63		

Lecture : (*) PàC signifie « Porter à connaissance » ; (•) le logement est exposé à une infrastructure de transport terrestre si le bruit dépasse 60 dB et à une infrastructure de transport aérien si le bruit dépasse 50 dB.

Champ : 2 006 observations pour le site de Bordeaux, 1 301 pour celui de Dunkerque et 874 pour celui de Rouen.

Sources : données recueillies et standardisées par les CETE Normandie-Centre, Nord-Picardie, Sud-Ouest.